Les répercussions de l'AE sur la durée des périodes de chômage et les prestations

Rapport final

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Stephen Jones
Université McMaster

octobre 2000

SP-AH131-03-00F
(also available in English)

Table des matières

Condensé i

1. Introduction 1

2. Méthode de recherche 3

3. Changements découlant de *la Loi sur l'assurance-emploi* 5

4. Indicateurs 7

5. Modèles économétriques 9

6. Spécifications initiales et résultats relatifs à la durée du chômage 11
6.1 L'assurance-chômage et la mise en place progressive de l'assurance-emploi 13
6.2 L'assurance-chômage et l'implantation complète de l'assurance-emploi 14

7. Effets de l'AC/l'AE selon les fichiers regroupés 17
7.1 Estimations du modèle regroupé selon d'autres sous-populations 18

8. Autres modèles de la durée du chômage 21

9. Spécifications initiales et résultats relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 25

10. Analyse des effets sur la durée des prestations d'AC/AE selon les données regroupées 27

11. Autres modèles de la durée des prestations d'AC/AE 29

12. Conclusions 31

Bibliographie 35

Tableaux 37

Liste des tableaux

Tableau 1 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 37

Tableau 2 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 38

Tableau 3 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 39

Tableau 4 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 40

Tableau 5 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 41

Tableau 6 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 42

Tableau 7 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 43

Tableau 8 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 44

Tableau 9 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 45

Tableau 10 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 46

Tableau 11 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 47

Tableau 12 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 48

Tableau 13 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 49

Tableau 14 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 50

105-02345/

Tableau 15 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 51

Tableau 16 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 52

Tableau 17 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 53

Tableau 18 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 54

Tableau 19 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 55

Tableau 20 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 56

Tableau 21 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 57

Tableau 22 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 58

Tableau 23 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 59

Tableau 24 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 60

Tableau 25 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 61

Tableau 26 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 62

Tableau 27 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 63

Tableau 28 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 64

Tableau 29 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 65

Tableau 30 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 66

Tableau 31 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 67

Tableau 32 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 68

Tableau 33 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 69

Tableau 34 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage 70

Tableau 35 Autres modèles paramétriques de vraisemblance des déterminants relatifs à la durée du chômage 71

Tableau 36 Modèle de vraisemblance partielle de Cox des déterminants relatifs à la durée du chômage : modèle des périodes de chômage non assurées variant dans le temps 72

Tableau 37 Modèle de vraisemblance partielle de Cox des déterminants relatifs à la durée du chômage : modèle de l'effet de l'épuisement des prestations variant dans le temps 73

Tableau 38 Modèle semi-paramétrique des hasards (modèle de PGM) des déterminants relatifs à la durée du chômage 74

Tableau 39 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 75

Tableau 40 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 76

Tableau 41 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 77

Tableau 42 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 78

Tableau 43 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 79

Tableau 44 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 80

Tableau 45 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 81

Tableau 46 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 82

Tableau 47 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 83

Tableau 48 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 84

Tableau 49 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 85

Tableau 50 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 86

Tableau 51 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 87

Tableau 52 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 88

Tableau 53 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 89

Tableau 54 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 90

Tableau 55 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 91

Tableau 56 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 92

Tableau 57 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 93

Tableau 58 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 94

Tableau 59 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 95

Tableau 60 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 96

Tableau 61 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 97

Tableau 62 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 98

Tableau 63 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 99

Tableau 64 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 100

Tableau 65 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 101

Tableau 66 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 102

Tableau 67 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 103

Tableau 68 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 104

Tableau 69 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 105

Tableau 70 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 106

Tableau 71 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 107

Tableau 72 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE 108

Tableau 73 Autres modèles paramétriques de vraisemblance des déterminants relatifs à la durée du chômage 109

Condensé

La présente recherche examine certains des effets du passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) sur le comportement des particuliers. Cette transition, qui a été amorcée au milieu de 1996 et qui a été mise en œuvre graduellement en vertu de dispositions législatives qui sont entrées en vigueur en 1997, n'est pas encore terminée, en ce sens que plusieurs des nouvelles dispositions ne seront pas pleinement applicables avant quelques années. Quoi qu'il en soit, nous disposons actuellement de suffisamment de données pour faire une évaluation préliminaire de certains des effets de cette transition sur les comportements.

Les principales questions consistent à déterminer dans quelle mesure la transition entre l'AC et l'AE a donné lieu à un changement significatif quant à i) la durée des périodes de chômage; et ii) à la durée des périodes de prestations d'AC ou d'AE. S'inspirant principalement d'une approche quasi expérimentale, la recherche évalue l'ensemble des répercussions du passage de l'AC à l'AE, sans tenter d'isoler l'incidence individuelle de diverses nouvelles dispositions de la loi. La méthode, qui s'appuie sur une analyse de la recherche d'emploi et qui fait appel à des modèles de durée pour examiner les déterminants du hasard de cessation du chômage ou des prestations d'AC ou d'AE, compte également un volet plus structuré pour la modélisation des effets démographiques et régionaux ainsi que le traitement de la saisonnalité. Le travail se fonde sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui ont un lien avec les dossiers administratifs de l'AC ou de l'AE, et exploite une méthodologie directe « avant/après » au moyen de différentes cohortes de l'ECPIE pour isoler les effets globaux de la transition d'un régime à l'autre.

D'une façon générale, les conclusions sont les suivantes. Selon les résultats du travail quasi expérimental qui a fait appel à des cohortes appariées pour les mêmes trimestres de différentes années civiles, avant et après la mise en place du régime d'AE, notre principale constatation est que le passage de l'AC à l'AE a eu des effets limités mais positifs sur le hasard estimé de la cessation du chômage. Ces effets sont statistiquement significatifs dans certains des modèles estimés et leur ampleur, lorsqu'elle est significative, représente une probabilité d'environ 20 p. 100 plus élevée de cessation du chômage à un moment ou à un autre au cours de la période; les durées prévues de chômage sont donc plus brèves. Cependant, à mon avis, les résultats les plus fiables *a priori* sont ceux qui correspondent aux effets les moins marqués de l'AE; il faut donc faire preuve de prudence dans leur interprétation.

Pour toutes les cohortes confondues, ces résultats relatifs à la durée des périodes de chômage étaient un peu plus significatifs, en général, même s'ils dépendent de la structure adoptée pour tenir compte de la saisonnalité. En tenant compte de tous les genres de cessations d'emploi, on obtient un effet positif de l'AE sur le hasard de cessation du chômage, avec un déplacement implicite (proportionnel) à la hausse d'environ 10 p. 100; il en résulte encore ici que la durée des périodes de chômage est moindre que prévu. Il est

intéressant par ailleurs de constater que, compte tenu de l'hétérogénéité de la population, on a obtenu ce genre de résultat pour les personnes dont le motif de cessation d'emploi était « Manque de travail » ou « Autre », pour les hommes et pour les travailleurs n'appartenant pas à la catégorie des jeunes (25 ans ou plus). Par contre, on a relevé peu d'effets significatifs de la transition à l'AE sur la durée du chômage chez les personnes dont le motif de cessation d'emploi était « Départ volontaire » ou « Congédiement », pour les femmes ainsi que pour les jeunes.

Par rapport aux résultats relativement nets qui se dégagent au sujet de la durée du chômage, et qui montrent certains effets limités mais significatifs et certains écarts intéressants dans divers groupes démographiques, on n'a pas relevé de résultats statistiquement significatifs en ce qui concerne la durée des périodes de prestations d'AC ou de d'AE. Selon diverses méthodes économétriques, on ne constate aucun effet significatif du passage à l'AE sur la durée des périodes de prestations en général, ni dans les divers sous-groupes.

Enfin, il sera intéressant et important d'utiliser des données comme celles de l'ECPIE au cours des prochaines années pour voir si de tels résultats perdurent, à mesure que les dispositions à plus long terme de l'AE deviennent pleinement applicables.

1. Introduction

La présente recherche, qui a été exécutée en vertu d'un contrat, examine certains des effets du passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) sur le comportement des particuliers. Cette transition, qui a été amorcée au milieu de 1996 et qui a été mise en œuvre graduellement en vertu de dispositions législatives qui sont entrées en vigueur en 1997, n'est pas encore terminée, en ce sens que plusieurs des nouvelles dispositions ne seront pas pleinement applicables avant quelques années. Quoi qu'il en soit, on dispose dorénavant de suffisamment de données pour faire une évaluation préliminaire de certains des effets de la transition de l'AC à l'AE sur les comportements.

Les travaux ont porté sur deux grandes questions, conformément aux tendances standard des analyses et à la structure de rapports antérieurs. Il s'agit de la mesure dans laquelle la transition entre l'AC et l'AE influence i) la durée des périodes de chômage; et ii) la durée des périodes de prestations d'AC ou d'AE. Cette recherche aborde ces deux questions et les répercussions que le projet de loi C-12 a eues sur elles. Les travaux correspondent donc naturellement au mandat prévu au paragraphe 3(1) du projet de loi C-12, qui stipule qu'il faut observer et évaluer « la façon dont les personnes, les collectivités et l'économie s'adaptent aux changements apportés par la présente Loi aux programmes d'assurance et d'aide à l'emploi prévus par la *Loi sur l'assurance-chômage* ». Ils seront également pertinents lorsqu'il s'agira de déterminer « dans quelle mesure les économies escomptées au titre de la présente Loi ont été réalisées ».

D'un point de vue conceptuel, les répercussions auxquelles on pourrait s'attendre quant à la durée des périodes de chômage ou des prestations selon différents paramètres du régime d'AC ou d'AE peuvent résulter des changements provoqués dans les comportements de recherche d'emploi des travailleurs. De plus, de tels effets sur la durée peuvent également être attribuables à la réaction des entreprises face aux changements dans les paramètres du programme. Des effets de ce genre en matière de durée jouent un rôle important dans l'analyse de la politique économétrique, et ce, pour au moins trois raisons. Premièrement, les évaluations macro-économiques s'intéressent naturellement aux effets de l'AC ou de l'AE sur le taux de chômage et sur le rendement macro-économique en général. Dans le passé, une bonne partie de la recherche a porté sur les effets *globaux* des changements législatifs apportés au régime d'AC sur le taux national de chômage, en plus d'évaluer leurs répercussions sur les taux de chômage de divers groupes démographiques et régionaux. Les effets sur la durée sont évidemment au cœur de ces questions, puisque, parallèlement à l'incidence du chômage, ils déterminent les répercussions de changements stratégiques comme ceux qui découlent du projet de loi C-12 sur le rendement macro-économique de l'économie. Comme l'important écart dans les taux de chômage qui est apparu entre le Canada et les États-Unis dans les années 80 a persisté et s'est même accru dans les années 90, de telles préoccupations concernant l'économie dans son ensemble doivent demeurer en bonne place dans le programme d'action.

Deuxièmement, du point de vue de l'efficacité, les effets micro-économiques des variations dans la durée du chômage et des prestations soulèvent des questions importantes, notamment en ce qui concerne la perte des compétences qui risque de se produire si une période de chômage se prolonge. Ainsi, toute indication des répercussions des paramètres de l'AE ou de l'AC sur la durée du chômage peut être importante en raison des effets *micro-économiques* résultant des longues périodes de chômage. Les effets de ce genre peuvent jouer un rôle de premier plan dans la formulation de politiques publiques pour lutter contre le chômage à long terme, même s'il se révélait que les effets macro-économiques en général sont peu nombreux.

Troisièmement, toute indication démontrant que les paramètres du programme d'AC ou d'AE ont provoqué des changements dans la durée du chômage ou des prestations témoignerait de l'importance de la *tentation morale pour le travailleur* que représente le financement d'une recherche d'emploi (qui ne fait généralement l'objet d'aucune vérification). Selon l'approche standard, le régime d'AC/AE représente une assurance utile, mais au prix de la tentation morale qu'entraîne le financement d'une recherche d'emploi (qui ne fait généralement l'objet d'aucune vérification). Lorsqu'on tient compte de l'hétérogénéité des comportements des chômeurs en matière de recherche d'emploi, ce genre d'évaluation devient essentiel pour la détermination des politiques publiques qu'il convient d'adopter.

2. *Méthode de la recherche*

La méthode analytique fondamentale se fonde sur un corpus antérieur de travaux théoriques et empiriques qui ont porté sur les déterminants de la durée des périodes de prestations et de chômage. (On trouvera les références bibliographiques de cette documentation en annexe). D'un point de vue théorique, le cadre d'interprétation s'inspire d'une analyse de la recherche d'emploi, approche qui est communément utilisée dans l'économique du travail, même si, en fait, la nature de l'étude empirique n'est pas limitée à cette approche théorique.

Le modèle de base de la recherche d'emploi menée par un chômeur est continu dans le temps et commence dans un environnement stationnaire, de sorte qu'il n'y a pas de tendance systématique au changement dans la situation externe à laquelle le chercheur d'emploi doit faire face. Ainsi, ce modèle de base exclut à prime abord des changements dans la situation découlant de l'épuisement des prestations d'AC ou d'AE. On discutera plus loin de versions élargies du modèle intégrant de telles caractéristiques. Dans le modèle principal, les offres d'emploi se produisent à des intervalles aléatoires (qui ne relèvent pas du contrôle du chercheur), selon un processus de Poisson, à un taux d'arrivée d. Si le chercheur trouve un emploi, il s'agit d'un emploi permanent dont le salaire, w, ne changera jamais. Lorsque les travailleurs sont en chômage, ils touchent des prestations d'AC ou d'AE, b, au niveau courant. Les offres d'emploi proviennent séparément d'une répartition connue des salaires (dont la moyenne et la variance sont finies) et si le travailleur rejette une offre d'emploi, elle ne revient pas. Les chômeurs se préoccupent de l'utilité, qui est linéaire sur le plan du revenu, et le revenu futur est actualisé au taux constant r.

Dans ce contexte, la valeur d'accepter un emploi assorti d'un salaire w se calcule ainsi :

$$V^e(w) = w/r$$

soit la valeur actualisée du salaire w qui ne changera jamais. Par comparaison, la valeur de demeurer en chômage pendant une période h se calcule ainsi :

$$V^u = bh/(1+rh) + (dh/(1+rh))E[\max\{V^e(w), V^u\}] + (1-dh)V^u/(1+rh) + o(h)$$

où le terme final représente la valeur de recevoir *plus d'une offre* pendant la période h; ce terme disparaît à la limite à mesure que h se rapproche de zéro. À remarquer que ce deuxième calcul de la valeur est défini implicitement en fonction de sa valeur propre et de l'autre valeur. Ensemble, ces deux formules permettent d'établir le *salaire de réserve* w^*, puisque $V^e(w)$ s'accroît et se maintient en fonction de w, tandis que V^u est indépendant de w (car il est fonction uniquement des attentes qu'il soulève). En d'autres termes, w^* est la valeur unique qui permet de résoudre l'équation de la valeur $V^e(w^*) = V^u$.

On peut donc en déduire le résultat principal suivant :

$$(w^*-b)r=d(1-F(w^*))[E(w|w\geq w^*)-w^*]$$

Le terme de gauche peut être interprété comme le revenu en intérêts imputé à la suite du rejet d'une offre de w^* (pour continuer de toucher des prestations b pendant une autre période); il représente donc le coût marginal du rejet de w^*. Les trois termes de droite sont, respectivement, la probabilité que l'offre d'emploi soit faite (c.-à-d. le taux d'arrivée de Poisson), le segment de la distribution de l'offre dans lequel les offres sont acceptées, et les avantages marginaux prévus d'une offre salariale supérieure à w^*. La valeur de réserve qui guide le comportement optimal correspond au coût marginal et à l'avantage marginal prévu de l'acceptation et/ou du rejet.

Dans la pratique, pour pouvoir utiliser ce cadre théorique de recherche dans notre analyse empirique, il faut y apporter d'autres modifications. Plus précisément, le cadre doit être en mesure de prendre en considération le fait que le salaire de réserve, qui est le principal construct de cette analyse, ne s'observe généralement pas (ou s'il est signalé ou « observé », à un titre ou un autre, ce peut être de façon erronée). Ainsi, le modèle est élargi pour tenir compte des répercussions de *facteurs observables* comme la durée du chômage ou la durée des prestations d'AC ou d'AE, la répartition des salaires d'acceptation du prochain emploi trouvé, ou la répartition conjointe de ces salaires et de ces durées analysés ensemble.

De plus, il faut apporter des modifications appropriées au modèle de recherche de base, qui est stationnaire et neutre sur le plan du risque, pour y intégrer des caractéristiques institutionnelles plus réalistes et plus importantes. Il pourrait s'agir par exemple de l'épuisement de l'AC, de l'épuisement éventuel des ressources pendant une période de chômage, de l'évolution de la conjoncture économique globale pendant la période de recherche, des emplois de durée limitée, de la variation de l'intensité de la recherche dans le temps, et du comportement de l'entreprise qui réagit différemment à des chercheurs d'emploi selon la durée de la période de chômage (soit en fonction de certains changements réels qui se produisent avec le temps, par exemple la perte des compétences, soit à cause d'un préjugé à l'encontre des personnes en chômage depuis longtemps). Ainsi, Mortensen (1977) aborde un certain nombre de ces modèles élargis et Meyer (1990) discute de l'épuisement des prestations (selon des données américaines), avec des analyses empiriques à l'appui. Dans le contexte de l'analyse économétrique des durées, ces modèles élargis ont des répercussions sur la dépendance de durée, car le hasard de cessation du chômage — c'est-à-dire la probabilité conditionnelle que le chômage se termine au cours d'une période donnée, s'il s'est poursuivi jusqu'à la période en question — varie en fonction de la durée écoulée du chômage.

On trouvera une analyse plus poussée de ces approches théoriques dans l'enquête de Mortensen (1986), qui porte surtout sur le modèle théorique, et dans Devine et Kiefer (1991), qui examine à la fois des approches structurelles et des approches économétriques de forme réduite. De plus, on trouvera d'autres ouvrages dans la bibliographie choisie annexée, y compris certaines communications du principal chercheur de la présente étude, qui illustrent la nature de l'investigation prospective.

3. *Changements découlant de la Loi sur l'assurance-emploi*

Le projet de loi C-12 a apporté de nombreux changements d'ordre législatif par rapport aux modifications fragmentaires apportées à l'assurance-chômage au début des années 90. Par conséquent, le passage de l'AC à l'AE a été une transition de grande envergure. En outre, et c'est un élément particulièrement intéressant ici, la Partie I de la nouvelle loi comportait à la fois de nouveaux éléments en matière d'assurance (le calcul de la rémunération moyenne, la règle du dénominateur, les dispositions relatives à l'intensité et les règles connexes des crédits pour le travail effectué, ainsi que le supplément au revenu familial) de même que des modifications aux anciens paramètres de l'AC (l'adoption d'un système fondé sur les heures, de nouveaux critères d'admissibilité pour les personnes qui intègrent ou réintègrent la population active, la réduction de la durée maximale des prestations et la réduction du maximum de la rémunération assurable). Évidemment, lorsque de nombreux facteurs changent en même temps, il peut être difficile *d'isoler* les effets individuels de chaque changement, surtout si la principale méthode d'analyse empirique repose sur une méthode d'expérimentation naturelle. Dans la pratique, certains des changements prévus dans le projet de loi ont été apportés immédiatement, entrant en vigueur au milieu de 1996, d'autres sont entrés en vigueur au début de 1997 et d'autres encore, même s'ils ont été adoptés au milieu de 1996, ne deviendront pleinement applicables qu'après plusieurs années de suivi de l'utilisation de l'AE.

Pour les fins qui nous occupent, la principale conséquence de la mise en place progressive (introduction) du régime d'AE, c'est qu'on peut s'attendre à ce que les effets observés au début de la période soient différents des effets observés par la suite. D'un point de vue opérationnel, les données utilisées portent sur les personnes qui ont connu une cessation d'emploi au cours de quatre trimestres civils dans le cadre du régime d'assurance-chômage (1995T3, 1995T4, 1996T1 et 1996T2), de deux trimestres pendant la période initiale de mise en place (1996T3 et 1996T4) et de quatre trimestres alors que la période d'assurance-emploi s'appliquait pleinement (1997T1, 1997T2, 1997T3 et 1997T4). Les personnes qui ont connu des cessations d'emploi au cours de ces divers trimestres font partie des cohortes 1 à 10. Les cohortes 1 à 4 visent les cessations d'emploi de l'ancien régime d'AC; les cohortes 5 et 6 comprennent les cessations d'emploi qui se sont produites pendant la phase de mise en place progressive de l'AE; et les cohortes 7 à 10 visent les cessations d'emploi qui sont survenues après que la mise en place du régime d'AE ait été terminé. Cependant, il convient de préciser que, étant donné les effets à long terme de certaines dispositions de l'AE, notamment la règle de l'intensité, il faudra analyser les données plusieurs années après l'implantation de l'AE pour être en mesure d'évaluer l'importance de ces conséquences à long terme.

4. *Indicateurs*

Pour analyser ces changements, il fallait d'abord un indicateur de la durée de la période de prestations ou de la période de chômage. Je présente ci-dessous les résultats de l'analyse de *deux* mesures principales : la *durée des demandes de prestations d'AC ou d'AE* et la *durée des périodes de chômage*, que celles-ci s'accompagnent (en tout ou en partie) d'une période de prestations d'AC ou d'AE.

Pour comprendre la relation qui existe entre ces deux grands indicateurs, il faut savoir que dans certains cas, le chômage ne dure pas assez longtemps pour justifier la présentation d'une demande de prestations d'AC ou d'AE, comme l'ont montré indirectement certains travaux précédents découlant de l'Enquête sur les travailleurs déplacés au Canada (Storer et Van Audenrode 1993, par exemple). Il peut également y avoir d'autres raisons qui expliquent pourquoi certaines personnes admissibles ne présentent pas de demande de prestations. Dans certains cas, il se peut que la période de chômage ne soit pas assurée si le demandeur n'est pas admissible (p. ex., si la cessation d'emploi est classée parmi les départs volontaires injustifiés, ou si le travailleur n'a pas suffisamment d'heures/de semaines d'emploi admissibles). Dans certains cas, le chômeur a pu toucher des prestations pendant une certaine période puis continuer d'être en chômage même si ses prestations étaient épuisées. La période de prestations sera déterminée à partir des seuls dossiers administratifs; quant à la période de chômage, on considérera qu'elle commence après la date du relevé d'emploi (RE) [en supposant que le travailleur qui a connu une cessation d'emploi est en chômage] et se termine à la date de début du prochain emploi.

5. *Modèles économétriques*

Dans le cadre de cette analyse des changements découlant de l'AE à l'aide de ces deux indicateurs, j'ai retenu deux approches et deux méthodes de recherche connexes. La première est de nature quasi expérimentale et la seconde est une analyse structurelle plus traditionnelle. Même s'il est impossible d'examiner les nombreux ouvrages techniques détaillés publiés sur les avantages et les dangers éventuels de chaque approche, il n'en demeure pas moins approprié de faire un bref résumé des enjeux. Selon les deux méthodes, la « durée » peut renvoyer à l'un ou l'autre de deux principaux indicateurs analysés ci-dessous.

L'approche structurelle standard a pour objet de modéliser les déterminants de la durée, soit par de simples techniques de régression, soit par des méthodes de modélisation de la durée, par exemple l'estimation de la fonction de hasard; le hasard est la probabilité conditionnelle qu'une durée se terminera pendant une période donnée, si elle s'est poursuivie jusqu'à cette période. Le modèle de régression est simple à mettre en œuvre, mais il donne lieu à des problèmes économétriques si le hasard véritable varie selon la durée de la période (le cas de la « dépendance de durée ») ou si certaines périodes ne sont pas terminées à la date de l'enquête et font donc l'objet d'une censuration en aval (de sorte que la date de fin n'est pas observée). De plus, le modèle de régression ne correspond pas naturellement à un cadre théorique de choix (puisque le particulier ne *choisira* peut-être pas d'entrée de jeu la durée de la période), alors que la nature suivie et séquentielle, d'une période de chômage (reposant sur une séquence de décisions visant à accepter ou à rejeter une offre d'emploi ou à poursuivre la recherche) fait en sorte qu'elle correspond plus naturellement à la structure économétrique sous-jacente de la spécification du hasard.

Les méthodes statistiques et économétriques permettant d'estimer la fonction de hasard peuvent tenir compte d'une telle « dépendance de durée » et peuvent naturellement prendre en considération la censuration en aval. Dans l'un ou l'autre cas, l'approche structurelle a pour objet de tenir compte d'autres déterminants de la durée — des facteurs comme le niveau de scolarité, le sexe, la situation de famille et les caractéristiques régionales — puis d'évaluer le rôle joué par la variable qui nous intéresse (p. ex., le taux de remplacement de l'AC ou de l'AE).

Le principal problème de l'approche standard est *d'isoler* les effets des variations que subit la principale variable, et en général, on « règle » ce problème en tenant pour acquis que ces effets ne sont pas complètement saisis par les autres variables de contrôle. Quant à savoir s'il s'agit d'une véritable solution au problème, cela reste à voir, puisqu'elle dépend de la vraisemblance de l'hypothèse de base. Par exemple, on pourrait, dans le cadre de cette approche, utiliser le maximum de la rémunération assurable prescrit par la loi selon l'AC ou l'AE pour générer des échantillons dont les taux de remplacement *ex-post* sont différents. Dans chaque cas, l'approche structurelle se fonde sur une hypothèse de base, à savoir qu'on peut utiliser certaines variations de la variable clé pour isoler ses propres effets des effets d'autres variables de contrôle.

Le principal problème d'une telle modélisation structurelle vient de ce que dans de nombreux pays, y compris le Canada, il y a peu de variations exogènes dans les paramètres des régimes d'AC ou d'AE. Si le niveau des prestations hebdomadaires dépend de la rémunération antérieure — tant le niveau de cette rémunération (sous réserve de minimums et de maximums qui peuvent être prescrits par la loi) que la durée de l'emploi assurable pendant la période ouvrant droit à l'admissibilité — il peut être alors très difficile d'isoler les effets *directs* de l'AC sur le comportement et les effets *indirects* de tous les facteurs qui influencent la rémunération antérieure. Les estimations de l'incidence des prestations sur la durée du chômage, par exemple, peuvent donc être biaisées, même si, en principe, il est difficile de déterminer le sens de ce biais. De plus, comme les paramètres du régime canadien d'AC/d'AE sont avant tout de portée nationale (à l'exception des aspects régionaux des critères d'admissibilité aux prestations et des critères variables d'admissibilité au régime), on ne dispose pas d'un élément comme la diversité entre les États, qui est notamment exploitée dans certaines recherches américaines. Si les chercheurs ou les décideurs se demandent si des données non expérimentales peuvent permettre d'isoler les effets directs de l'AC des effets de toutes les autres variables qui influencent l'admissibilité à l'AC et le versement des prestations, les conclusions d'études structurelles doivent être traitées avec prudence.

L'approche de rechange est une technique *quasi expérimentale* (ou technique expérimentale naturelle) qui exploite certaines variations dans les paramètres du programme, susceptibles d'être considérées comme étant exogènes par rapport aux personnes visées. De toute évidence, une approche de ce genre nécessite des données appropriées pour la période qui précède un changement législatif et la période qui suit (ou une autre variation exogène quasi expérimentale dans la conception du programme). Dans le cas qui nous occupe, de telles données nous sont fournies par les diverses cohortes de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (appelée ECPIE96 pour la distinguer de deux enquêtes précédentes de DRHC, l'ECPIE93 et l'ECPIE95). Essentiellement, les données de l'ECPIE96 pour les quatre cohortes initiales nous permettent de constituer un groupe « d'avant », assujetti à l'ancien régime d'AC, tandis que les données des cohortes suivantes de l'ECPIE96 constituent le groupe « d'après », qui est assujetti aux diverses modalités de l'AE. Plus précisément, les cohortes 5 et 6 fournissent des données sur la mise en place progressive de l'AE, lorsque certaines dispositions seulement étaient en vigueur, tandis que les cohortes 7 à 10 peuvent servir à évaluer les effets initiaux de l'AE une fois le régime complètement implanté. Comme dans le cadre d'autres recherches concernant les effets sur le marché du travail du projet de loi C-17 (voir notamment Jones, 1997), qui avait apporté d'autres réformes à l'AC dans les années 90, une comparaison des durées pour ces groupes « d'avant » et « d'après » permet de faire une évaluation quasi expérimentale des effets globaux des changements. De telles méthodes quasi « expérimentales » ou naturelles ont l'avantage d'intégrer les *variables exogènes* dans les paramètres du programme d'AC ou d'AE afin d'isoler certains effets importants, ce qui n'est généralement pas possible au moyen de données non expérimentales.

6. *Spécifications initiales et résultats relatifs à la durée du chômage*

L'analyse initiale des déterminants de la durée du chômage s'est faite au moyen d'un modèle de hasard des transitions sous-jacentes. Comme on l'a vu précédemment, cela signifie que j'ai étudié les déterminants de la probabilité qu'une période de chômage donnée pourrait prendre fin au cours de la semaine suivante, sous réserve qu'elle n'avait pas pris fin avant ladite semaine. Cette approche présente divers avantages sur le plan statistique par rapport à une régression simple, par exemple, ou à l'étude des seules durées moyennes des périodes de chômage; en effet, elle permet notamment de faire des rajustements appropriés pour tenir compte des périodes qui n'étaient pas encore terminées au moment de l'étude. Dans ce cadre général, je me suis penché particulièrement sur une série de modèles de Cox (1972), même si certaines autres spécifications qui ne se retrouvent pas dans le cadre de Cox ont également été estimées et que leurs résultats sont présentés par la suite.

Selon cette méthode de premier plan, qu'on appelle généralement méthode de vraisemblance partielle de Cox, on présume que le hasard de cessation du chômage comporte deux éléments séparés : un hasard de *référence b(t, 0)* qui donne la probabilité (conditionnelle) qu'une période se termine à un moment *t* lorsque toutes les autres variables explicatives (ou de contrôle) sont établies à la valeur *0*; et une série de variables explicatives (ou de contrôle) dont on suppose qu'elles agissent *proportionnellement* sur ce hasard de référence. C'est cette dernière caractéristique qui explique pourquoi ces modèles de Cox font partie de la catégorie des modèles dits de *spécifications des hasards proportionnels*. Le principal élément du cadre de Cox est à l'effet que les données de référence peuvent revêtir n'importe quelle forme et intégrer n'importe quel facteur hors de l'équation de vraisemblance, puisqu'il s'agit d'une approche de vraisemblance partielle. En d'autres mots, les données de référence ne sont pas estimées. Ainsi, le hasard est le produit de deux composantes :

$$h(t,X(t))=b(t,0)e^{X(t)\beta}$$

où $X(t)$ est un vecteur des variables explicatives et β est le vecteur correspondant des coefficients.

Je présenterai d'abord les résultats de ce genre de modèle de hasards proportionnels de Cox sur la durée du chômage (calculée à partir de la date du Relevé d'emploi (RE) selon les données l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE)97). Plus précisément, j'ai apparié les cohortes de l'ECPIE96 selon les saisons (les répondants dont la cessation d'emploi et la date de RE au troisième trimestre de 1995 (1995T3) correspondaient à celles des répondants du troisième trimestre de 1996 (1996T3), etc.), de sorte que les cohortes 1 et 5, les cohortes 2 et 6, les cohortes 3 et 7 et les cohortes 4 et 8 sont appariées en quatre fichiers distincts. Les deux premiers fichiers nous donnent une

comparaison quasi expérimentale de la période précédant juillet 1996, lorsque l'AC était encore en vigueur, et la période de mise en place progressive de l'AE aux troisième et quatrième trimestres de 1996; les deux autres fichiers donnent des comparaisons de l'AC et de l'AE entre 1996T1/T2 et 1997T1/T2, respectivement. De plus, comme les données des deux dernières cohortes de l'ECPIE96 sont disponibles depuis peu, j'ai également été en mesure d'établir des fichiers qui apparient les cohortes 1 et 9 (toutes deux au T3) et les cohortes 2 et 10 (toutes deux au T4). Ces fichiers plus récents visent des périodes de chômage séparées de deux ans (1995 et 1997, respectivement) et peuvent servir à contrôler les résultats des fichiers composés de cohortes qui ne sont séparées que d'un an.

Au début, il est important de prévoir une flexibilité maximale en ce qui concerne l'influence des effets saisonniers sur la durée. La meilleure façon de procéder est d'établir une correspondance parfaite entre les trimestres d'une année civile à l'autre. Dans un ouvrage précédent (Jones, 1997), sur les données de l'assurance-chômage au Canada dans les années 90 (à partir de l'ECPIE93 et de l'ECPIE95), j'avais conclu que de tels facteurs saisonniers revêtaient une importance considérable et qu'ils pouvaient facilement l'emporter sur les effets de programme, à condition que les changements dans les politiques publiques soient comparativement limités. Cependant, j'examine ci-dessous une autre stratégie empirique qui consiste à regrouper les fichiers, ce qui uniformise les effets saisonniers et nous donne les avantages qu'on peut tirer d'un échantillon plus vaste. La taille des échantillons de la période antérieure à l'AE (les cohortes 1 à 4) est dorénavant fixe. Il se peut que ces échantillons soient trop restreints pour qu'on puisse faire certaines répartitions démographiques qui nous auraient intéressés (les effets sur les jeunes, sur les femmes et sur différentes régions, par exemple). À cet égard, il ne semble pas y avoir d'autres solutions que d'adopter une structure saisonnière paramétrisée et d'utiliser des fichiers qui regroupent des personnes appartenant à différentes cohortes.

Les résultats initiaux concernant la durée du chômage sont présentés dans une première série de tableaux comportant trois tableaux pour chaque fichier de cohortes appariées. Pour chaque fichier apparié, les trois tableaux donnent les résultats pour l'échantillon global, puis pour les personnes dont le motif de cessation d'emploi était Manque de travail/Autre, et enfin pour les personnes dont le motif de cessation d'emploi était Départ volontaire/Congédiement. Cette hétérogénéité dans les motifs de cessation d'emploi peut se révéler très importante, et nous l'examinerons donc en faisant varier *tous* les paramètres estimés selon le motif de cessation d'emploi. La taille restreinte des échantillons pour un grand nombre des fichiers Départ volontaire/Congédiement est notée dès le départ. Dans l'ensemble, les résultats initiaux des modèles de hasard des déterminants de la durée du chômage, qui se fondent sur quatre comparaisons à une année d'intervalle et deux comparaisons à deux années d'intervalle, sont présentés aux tableaux 1 à 18, chaque modèle étant représenté par trois tableaux.

Dans chaque cas, quatre spécifications des variables explicatives ont été utilisées. Premièrement, j'ai utilisé une seule variable nominale revêtant la valeur 1 pour un

individu de la cohorte *ultérieure*, et la valeur 0 autrement; dans les tableaux correspondants, ces variables nominales s'appellent coh05, coh06, ..., coh09. Deuxièmement, j'ai intégré le taux de chômage local à cette variable nominale. Troisièmement, j'ai intégré des indicateurs du sexe (homme=1, 0 autrement), de la situation de famille (marié=1, 0 autrement), de l'âge, du niveau de scolarité (études secondaires partielles [secp], collège, université), et quatre indicateurs régionaux (Atlantique, Québec, Prairies ainsi que Colombie-Britannique et territoires). Le cas de référence (valeur 0) représente donc une femme non mariée, qui a fait des études secondaires et qui habite en Ontario. Enfin, le modèle 4 dans chacun des tableaux donne la spécification fusionnée, comprenant toutes ces variables démographiques, la variable nominale de la cohorte ainsi que la situation du marché du travail local.

6.1 L'assurance-chômage et la mise en place progressive de l'assurance-emploi

Je commence par comparer la période de l'AC et la période de mise en place progressive de l'AE en examinant les tableaux 1 et 4, qui donnent les résultats pour l'échantillon global des cohortes 1 et 5 et des cohortes 2 et 6, respectivement. Comme on le voit au tableau 1, il y a un coefficient positif et significatif pour la variable nominale coh05 dans les quatre modèles. Cela signifie que le hasard de cessation du chômage est *sensiblement plus élevé* pour la cohorte 5 (1996T3) que pour la cohorte 1 (1995T3). Comme l'effet d'une variable explicative X s'exerce sur le hasard de référence selon la formule exp(X'b), compte tenu de la spécification donnée ci-dessus, l'estimation ponctuelle du modèle 1 est de 0,185, ce qui suppose que le hasard de référence est rajusté proportionnellement à la hausse, par un facteur de exp(0,185)=1,20 par rapport au cas où coh05=0 (c.-à-d. pour les membres de la cohorte 1). Sans autres variables de contrôle, c'est ainsi que se définit l'effet quasi expérimental dans le contexte de cette spécification de Cox. Étant donné que le hasard se définit comme la probabilité conditionnelle qu'une durée de chômage se terminera au cours d'une période donnée, une probabilité plus élevée à ce chapitre laisse voir que les périodes de chômage auront légèrement tendance à chuter pendant la mise en place progressive de l'AE, mais que cette baisse demeure néanmoins significative.

Dans les trois autres modèles figurant au tableau 1, comme les autres variables de contrôle sont ajoutées à la suite l'une de l'autre, on constate une légère tendance à la hausse du coefficient estimatif de la cohorte. Le modèle 2 intègre le taux de chômage local au moment de la cessation d'emploi visée par le RE, qui est un indicateur de la conjoncture économique globale (de même qu'un facteur qui influence les critères d'admissibilité) son effet est faible, mais néanmoins significatif. L'effet coh05 demeure essentiellement inchangé. Le modèle 3 intègre des variables démographiques de contrôle qui ont tendance à exercer une influence à la hausse sur l'effet de cohorte; l'estimation ponctuelle qui en résulte, soit 0,335, signifie que le hasard proportionnel se rajuste à la hausse d'un facteur de 1,40. Selon cette spécification, les deux principaux effets démographiques sont ceux des variables de l'âge et des provinces de l'Atlantique, qui ont toutes deux tendance à réduire le hasard estimatif, et donc à relever la durée prévue du chômage. Quoi qu'il en soit, seule la variable de l'âge serait considérée comme étant sensiblement différente du zéro, à un seuil de 5 p. 100. Le modèle 4 intègre le taux de chômage local. Les coefficients

de la cohorte et de l'âge demeurent importants et significatifs, même si, par rapport au modèle 2, l'effet des conditions locales du marché du travail est moins frappant (et n'est plus significatif), compte tenu des autres variables régionales de contrôle.

Le tableau 4 présente les mêmes résultats de l'analyse AC/introduction de l'AE pour les cohortes 2 et 6, et même s'il n'y a aucune raison *a priori* de favoriser une série de résultats par rapport à l'autre, par souci de brièveté, seuls les principaux éléments et les écarts importants par rapport au tableau 1 seront examinés ici. L'effet de cohorte du modèle 1 (coh06) est dorénavant plus petit en termes numériques, l'estimation ponctuelle de 0,155 supposant un déplacement de 1,17 au chapitre du hasard, et sur le plan statistique, cet effet demeure sensiblement différent du zéro dans les deux premiers modèles (mais non dans les deux derniers). Les effets de l'âge et de la variable des provinces de l'Atlantique ressortent aussi clairement des modèles 3 et 4, mais de plus, on constate des coefficients significativement négatifs pour le Québec. Finalement, selon certaines indications, le hasard de cessation du chômage augmente pour les hommes, même si cet effet ne diffère sensiblement du zéro qu'à un seuil de confiance de 10 p. 100.

Les tableaux 2 et 3 et les tableaux 5 et 6 signalent, respectivement, les mêmes résultats selon la répartition des motifs de cessation d'emploi, soit Manque de travail/Autre et Départ volontaire/Congédiement. Dans chaque cas cependant, le groupe Manque de travail/Autre recoupe la grande majorité de l'échantillon global et les résultats de ce groupe se rapprochent donc beaucoup de ceux qu'on a vus antérieurement, tandis que les échantillons limités Départ volontaire/Congédiement ne permettent probablement pas d'obtenir des résultats significatifs lorsqu'il y a de nombreuses variables explicatives. Il est cependant intéressant de constater que même lorsque l'effet de cohorte est estimé seul pour l'échantillon DV/Con (modèle 1 des tableaux 3 et 6), l'estimation est faible et non significative. Je déterminerai plus loin si cet effet persiste lorsque les fichiers sont regroupés pour régler le problème des très petits échantillons des groupes DV/Con.

6.2 L'assurance-chômage et l'implantation complète de l'assurance-emploi

J'examine maintenant les quatre fichiers qui comparent les quatre derniers trimestres du régime d'AC (1995T3 à 1996T2) aux quatre premiers trimestres du régime d'AE complètement implanté (1997T1 à 1997T4). Pour pouvoir faire des comparaisons saisonnières, nous avons apparié les cohortes des mêmes trimestres avant et après l'AE. Premièrement, les cohortes dont les premières cessations d'emploi sont séparées de *deux* ans (les cohortes 1 et 9 et les cohortes 2 et 10) sont appariées. Ensuite, les cohortes dont les premières cessations sont séparées d'un an (les cohortes 3 et 7 et les cohortes 4 et 8) sont également appariées. Comme on l'a vu précédemment, il n'y a aucune raison particulière de privilégier une série de résultats par rapport à une autre — les tendances globales qui s'en dégagent revêtent une importance beaucoup plus grande que n'importe

quel résultat ou coefficient à lui seul — de sorte que je présente les résultats complets dans chaque cas. Les motifs des cessations d'emploi étant répartis comme auparavant, les résultats pertinents sont donnés aux tableaux 7 à 9 (cohortes 1 et 9), aux tableaux 10 à 12 (cohortes 2 et 10), aux tableaux 13 à 15 (cohortes 3 et 7) et aux tableaux 16 à 18 (cohortes 4 et 8).

Selon les estimations, l'effet quasi expérimental de base est estimé à 0,192 et à 0,174 aux tableaux 7 et 10 respectivement, les deux étant significatifs au seuil de 5 p. 100. Cela signifie que le hasard proportionnel connaît une hausse de 1,21 au tableau 7 et de 1,19 au tableau 10. Dans les deux cas, cet effet demeure positif et significatif selon les spécifications des quatre modèles estimés, et le coefficient de la variable nominale des cohortes ultérieures (coh09 et coh10, respectivement) a tendance à augmenter à mesure que d'autres variables de contrôle sont intégrées au tableau 7, mais non au tableau 10. Les conditions locales de chômage jouent un certain rôle, car elles ont tendance à réduire le hasard et donc à prolonger la durée du chômage. Cependant, ces effets sont de beaucoup réduits si l'on tient compte d'autres variables régionales. Comme on l'a vu auparavant, l'âge joue un rôle important, avec un coefficient limité mais significatif dans les modèles 3 et 4 dans les deux cas.

La répartition des motifs de cessation d'emploi aux tableaux 8 et 9 et aux tableaux 11 et 12 illustre encore une fois la prépondérance du groupe MT/Aut, qui représente la grande majorité de l'échantillon global dans les deux cas. Les résultats DV/Con reposent sur des échantillons limités et ne sont généralement pas très différents du zéro, certaines estimations ponctuelles (p. ex., les modèles 3 et 4 du tableau 12) ayant même le « mauvais » signe par rapport à l'ensemble des résultats jusqu'à maintenant.

Si nous examinons la série des résultats des cohortes dont les cessations d'emploi ne sont séparées que par un an, dans les tableaux 13 à 15 (cohortes 3 et 7) et dans les tableaux 16 à 18 (cohortes 4 et 8), on remarque une tendance différente. Si nous commençons par examiner l'effet quasi expérimental de base (le modèle 1 dans chaque cas) pour l'échantillon global, nous constatons que dans le tableau 13 comme dans le tableau 16, le coefficient estimatif est négatif, qu'il est numériquement limité et qu'il ne se distingue pas sensiblement du zéro, même à un seuil de confiance de 10 p. 100. De plus, ce profil de coefficients limités et non significatifs se retrouve dans les quatre modèles estimatifs de chaque tableau; les changements de signe dans les estimations coh07 des modèles 3 et 4 au tableau 13 ne sont pas importants, étant donné leur faible ampleur. Dans l'ensemble, ce modèle laisse penser *qu'il y a eu peu ou pas d'effet global* pendant la période initiale d'implantation complète de l'AE par rapport aux trimestres correspondants de l'année civile précédente (c'est-à-dire au cours des six mois précédant le changement). Les profils des autres coefficients estimatifs manquent un peu d'uniformité d'un fichier à l'autre : on constate certains effets du marché du travail local au tableau 13 mais non au tableau 16, et d'autres variables démographiques donnent des effets différents. Comme auparavant, les résultats des sous-échantillons selon le motif de la cessation d'emploi aux tableaux 14 et 15 et aux tableaux 17 et 18 confirment dans une large mesure les résultats de l'échantillon global pour le groupe MT/Aut, mais laissent penser qu'il y a de graves problèmes attribuables à la taille de l'échantillon DV/Con.

Dans l'ensemble, ces résultats nous permettent de tirer certaines conclusions préliminaires, à savoir que les déterminants de la durée du chômage illustrés aux tableaux 1 à 6 montrent que le passage de l'AC à l'AE a eu un léger effet pendant la période de mise en place progressive accentuant le hasard et réduisant en conséquence la durée prévue du chômage. Cependant, la taille des échantillons entrave très certainement notre capacité d'isoler certains effets différentiels selon le motif de la cessation d'emploi. Les résultats ne confirment pas non plus l'existence d'un effet de ce genre une fois le régime d'AE complètement implanté. Même si les effets estimés étaient conformes à ceux de la période de mise en place progressive, selon l'échantillon des cohortes séparées par deux ans (tableaux 7 à 12), ces mêmes effets estimés sont limités et ne sont pas significatifs pour l'échantillon des cohortes qui ne sont séparées que par une seule année civile (tableaux 13 à 18). Il conviendrait même plutôt de privilégier ces dernières estimations. Comme la plausibilité du cadre quasi expérimental est plus importante lorsque les deux groupes examinés sont plus rapprochés, on préférerait obtenir des résultats significatifs pour ces dernières estimations. En d'autres mots, des facteurs dont on ne tient pas pleinement compte peuvent être plus nombreux à changer entre des trimestres séparés par deux années qu'entre des trimestres séparés par une seule année. Ainsi, la défaillance du modèle de Cox pour les cohortes 3 et 7 et les cohortes 4 et 8 est importante, et l'emporte probablement sur les résultats précédents reposant sur les cohortes 1 et 9 et les cohortes 2 et 10. On serait certainement porté à conclure initialement qu'il n'y a pas d'effets comportementaux clairs et constants attribuables au passage de l'AC à l'AE.

7. *Effets de l'AC/l'AE selon les fichiers regroupés*

L'analyse qui précède soulève une question, à savoir s'il est possible d'utiliser les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE)96 pour examiner plusieurs problèmes fondamentaux ayant trait à la taille de l'échantillon, particulièrement celle des cohortes dont les cessations d'emploi ont eu lieu avant l'implantation de l'assurance-emploi (AE)? Pour certains genres de cessations d'emploi, par exemple celles du groupe DV/Con, il se peut que ce problème ait masqué des effets sous-jacents véritables dans les données. De plus, si nous désirons envisager d'autres sous-populations, pour déterminer par exemple si l'implantation de l'AE a eu des effets comportementaux différents sur les femmes ou sur les membres plus jeunes de la population active (effets qui pourraient aller au-delà de l'inclusion d'une simple variable nominale dans les premiers tableaux), les problèmes d'échantillonnage revêtent à nouveau une importance capitale.

Par conséquent, j'ai également estimé un certain nombre de modèles faisant appel à des fichiers regroupés, c'est-à-dire plusieurs cohortes regroupées ensemble. Selon cette formule, il est impossible d'adopter la meilleure approche ouverte pour déterminer les effets saisonniers, puisqu'il n'y a plus d'appariement simple des cessations d'emploi au cours des mêmes trimestres. Au contraire, le prix à payer pour obtenir un échantillon plus vaste, c'est que les effets saisonniers sur la durée sont modelés de façon paramétrique, avec des variables nominales trimestrielles selon lesquelles le hasard peut changer (proportionnellement) selon le trimestre au cours duquel la cessation d'emploi a eu lieu. Comme cette approche est plus restrictive et plus structurée que l'approche de l'appariement quasi expérimental des cohortes dont il a été question ci-dessus, j'estime que les deux méthodes de recherche sont complémentaires.

La première série des résultats obtenus selon cette approche est présentée aux tableaux 19 à 21, qui portent sur l'échantillon complet et les sous-échantillons des cessations d'emploi MT/Aut et DV/Con respectivement. Dans chaque cas, les quatre modèles estimés comprennent une variable nominale, la variable « ic » pour la période d'implantation complète de l'assurance-emploi (depuis janvier 1997), une variable nominale « intro » pour la période de mise en place progressive de l'AE (juillet 1996 à décembre 1996) et trois variables nominales représentant les trois premiers trimestres au cours desquels les cessations d'emploi se sont produites. De plus, comme on l'a vu précédemment, on intègre aux quatre modèles un indicateur des conditions locales du marché du travail (chôloc dans le modèle 2), une série de variables démographiques (modèle 3) et un modèle global qui comprend toutes ces variables (modèle 4).

Pour l'échantillon dans son ensemble, le tableau 19 montre que la variable « ic » a un effet positif limité sur le hasard. Dans les modèles 1 et 2, cet effet est assez limité sur le plan numérique et non significatif sur le plan statistique, à un seuil de 5 p. 100, bien que dans

les spécifications plus complètes des modèles 3 et 4, l'estimation ponctuelle augmente et les statistiques t soient bien supérieures à 2. En ce qui concerne le mouvement à la hausse du hasard, l'estimation de 0,102 dans la dernière colonne se traduit par une hausse d'un peu plus de 10 p. 100 par rapport à la période antérieure à l'AE. Il convient également de préciser que ces modèles permettent d'établir des estimations significatives de la variable « intro », avec des coefficients qui, en réalité, sont légèrement plus importants que les coefficients « ic ». Dans les quatre modèles, les effets trimestriels sont solides et uniformes, et sont significativement positifs pour T1 et significativement négatifs pour T3. Enfin, le taux de chômage local présente un coefficient négatif dans le modèle 2 (comme c'était le cas, par exemple, dans le tableau 1); cependant, après l'intégration de variables régionales de contrôle et d'autres variables démographiques au modèle 4, le coefficient estimatif diminue et n'est plus significatif au seuil de 5 p. 100. Dans l'ensemble donc, les résultats regroupés de cet échantillon correspondent grosso modo aux résultats quasi expérimentaux des tableaux précédents, et ils donnent des effets positifs limités mais significatifs sur le hasard découlant des variables de la phase d'introduction et de la phase d'implantation complète de l'AE.

Pour tirer profit de l'échantillon plus vaste, j'ai analysé ensuite la répartition selon le motif de la cessation d'emploi, qui est présentée aux tableaux 20 et 21. Encore ici, les résultats du groupe MT/Aut correspondent de près aux résultats de l'échantillon dans son ensemble, comme on pouvait s'y attendre, puisque ces motifs recoupent la majorité de l'échantillon global. On voit certaines indications dans le tableau 20 montrant que le coefficient « ic » est plus important qu'au tableau 19, mais je doute que cette différence dans les estimations soit significative. Pour le groupe plus petit DV/Con, cependant, même si nous regroupons ces données et que la taille de l'échantillon est de près de 600 pour les modèles de base 1 et 2, nous ne trouvons aucun effet significatif attribuable à la variable « ic » ou à la variable « intro ». Ces résultats confirment, davantage que les résultats précédents, qu'il y a des éléments différents dans le groupe DV/Con, par rapport à la population MT/Aut, et que le groupe DV/Con est, comparativement, imperméable aux changements dans les paramètres de programme de l'AC/AE.

7.1 Estimations du modèle regroupé selon d'autres sous-populations

J'ai également fait des estimations de la même série de modèles pour d'autres sous-populations qui présenteront vraisemblablement de l'intérêt du point de vue de la recherche et de la politique publique. Les tableaux 22 à 24 et 25 à 27 présentent les résultats de ces estimations pour les hommes et les femmes, respectivement, selon les trois mêmes sous-échantillons des motifs de cessation d'emploi, tandis que les tableaux 28 à 30 et 31 à 33 donnent une répartition semblable pour les travailleurs « âgés » (25 ans et plus) et « jeunes » (moins de 25 ans). Ces modèles permettent d'établir avec plus de flexibilité que le modèle de base, les effets du sexe ou de l'âge sur le hasard. Dans le modèle de base, le sexe ou l'âge sont intégrés à titre de variables nominales, mais dans les modèles ultérieurs, toute la structure du hasard, y compris la nature des réactions comportementales à l'AC ou à l'AE, peut varier selon le sexe ou l'âge.

La principale conclusion qu'on peut en tirer, c'est que les effets comportementaux estimés dans ces sous-populations sont sensiblement différents. Chez les femmes, qui comprennent un peu moins de la moitié de l'échantillon global, les effets estimés pour la phase de mise en place progressive et la phase d'implantation complète de l'AE sont limités et ne s'écartent pas significativement du zéro dans les quatre modèles, comme on le voit au tableau 22. Par comparaison, les deux premières rangées du tableau 25 montrent que chez les hommes, les effets estimés de l'AE sont toujours positifs, sont significatifs à un seuil de 10 p. 100 dans les modèles 1 et 2 et sont très significatifs dans les modèles 3 et 4. De plus, les effets de la phase de mise en place progressive sont positifs et significatifs pour l'échantillon des hommes, mais négatifs et non significatifs pour la population des femmes. Par ailleurs, les effets trimestriels diffèrent légèrement entre les deux groupes, l'effet positif T1 chez les hommes (tableau 25) étant complètement absent chez les femmes, même si l'effet négatif T3 sur le hasard se retrouve chez les hommes comme chez les femmes. Enfin, cette différence entre les deux sexes vaut également pour l'échantillon MT/Aut, comme une comparaison des tableaux 23 et 26 le révèle, même si toute tendance qui se dégage des écarts dans les estimations ponctuelles pour les groupes DV/Con (comparaison des tableaux 24 et 27) risque d'être suspecte, puisque sur le plan statistique ces coefficients estimés ne sont pas significatifs.

Selon les grands groupes d'âge, j'ai également relevé des différences importantes dans les estimations modélisées. Si l'on compare les résultats de l'échantillon global des jeunes travailleurs et des travailleurs âgés aux tableaux 28 et 31 respectivement, on constate que le groupe des travailleurs âgés — qui comprend la plus grande partie de l'échantillon global — affiche des effets découlant de l'AE qui sont positifs et statistiquement significatifs (modèles 3 et 4). Cependant, la variable « ic » pour le groupe beaucoup plus limité des jeunes est uniformément négative et négligeable. Encore ici, comme chez les femmes, l'effet du trimestre T1 ne se retrouve pas dans le groupe des jeunes, même s'il est présent chez les travailleurs plus âgés (comme c'était le cas chez les hommes). Ces résultats valent également pour le sous-échantillon MT/Aut (tableaux 29 et 32), mais il n'y a pas d'effet significatif attribuable à la variable « ic » dans les résultats du groupe DV/Con (tableaux 30 et 33).

Compte tenu de ces différences intéressantes qui se manifestent selon le sexe et l'âge, j'ai également estimé ces modèles en fonction d'une contrainte supplémentaire, à savoir que les variables « ic » et « intro » partagent le même effet. Les résultats de ce modèle sont donnés au tableau 34, où on retrouve une variable commune « icpi » représentant l'implantation complète et la phase d'introduction. Par souci de brièveté, nous ne signalons pas les autres coefficients estimatifs dans ce cas, même si les spécifications des quatre modèles correspondent à celles du tableau précédent. Compte tenu de cette contrainte supplémentaire, on voit que l'effet icpi est dorénavant positif et significatif (habituellement au seuil de 5 p. 100) pour l'ensemble de l'échantillon, pour les hommes et pour la population âgée. Chez les femmes et chez les jeunes, l'effet comportemental est faible, parfois positif et parfois négatif, mais jamais statistiquement significatif. Même si le passage à l'AE a généralement réduit la durée du chômage chez les hommes et les personnes plus âgées, toutes choses étant égales par ailleurs, on peut en déduire que cet effet sur le hasard et la durée ne se produit pas chez les femmes ni chez les jeunes.

8. *Autres modèles de la durée du chômage*

Le dernier élément de l'analyse de la durée du chômage consiste à examiner la robustesse de ces résultats par rapport aux spécifications du modèle. Pour ce faire, j'ai estimé divers modèles de rechange des déterminants de la durée, qui sont illustrés aux tableaux 35 à 38.

Premièrement, je me suis intéressé à une série de modèles de rechange de premier plan par rapport à l'approche de la vraisemblance partielle de Cox, et notamment à divers modèles paramétriques de la durée. En d'autres mots, le hasard global se définit dorénavant comme suit :

$$h(t,X(t))=b(t,0)e^{x(t)'\beta}$$

où $X(t)$ est un vecteur des variables explicatives et β est le vecteur connexe des coefficients, mais $b(t,0)$ est désormais considéré comme ayant une forme paramétrique particulière. Le modèle exponentiel se définit comme suit :

$$b(t,0)=$$

et le modèle connexe de Weibull intègre un paramètre de forme p tel que :

$$b(t,0)=pt^{p-1}.$$

Le modèle de Gompertz, qui est un modèle de hasards proportionnels, se présente comme suit :

$$b(t,0)=e^{\gamma t}$$

de sorte que le hasard global (proportionnel) se définit ainsi :

$$h(t,X(t))=e^{\gamma t}e^{x(t)'\beta}.$$

Par contre, les trois autres formes fonctionnelles pour lesquelles j'ai établi des estimations relèvent toutes du cadre du « temps de défaillance accéléré ». En d'autres termes, des valeurs plus importantes des variables de contrôle donnent lieu à une « accélération » du temps de défaillance, plutôt qu'à un déplacement proportionnel de tout le hasard estimatif. Plus précisément, ces modèles sont estimés comme suit :

$$\ln t=X(t)'\beta+z$$

et la nature du modèle dépend de la distribution hypothétique du terme d'écart z. J'ai estimé trois possibilités, selon que cette distribution est log-normale (c'est-à-dire selon

l'hypothèse voulant que le logarithme normal du temps suive une distribution logarithmique normale), log-logistique (le logarithme naturel du temps suit une distribution logistique), ou Gamma.

Les principaux résultats de cette analyse sont donnés au tableau 35, mais certains autres coefficients estimatifs ne sont pas signalés, par souci de brièveté. Pour les trois modèles des hasards proportionnels, les trois premiers signalés dans le tableau, les résultats sont assez robustes. Les effets estimés des variables « ic » et « intro » sont toujours positifs et significatifs, du moins pour les modèles 3 et 4. On peut en conclure que les résultats du modèle de vraisemblance partielle de Cox dont il a été question ci-dessus ne changeraient pas beaucoup si on utilisait l'un ou l'autre de ces modèles de rechange pour la durée. Par comparaison, les trois modèles du temps de défaillance accéléré donnent des résultats mixtes et qui manquent d'uniformité, de sorte que nous sommes enclins à leur accorder moins d'importance.

En ce qui a trait au cadre des hasards proportionnels, j'ai également examiné d'autres modèles plus complets des déterminants de la durée du chômage. Au tableau 36, je donne les résultats d'un modèle de vraisemblance partielle de Cox où je modélise explicitement une période de chômage *non assurée*, c'est-à-dire une période au cours de laquelle les prestations d'AC ou d'AE sont épuisées. Cette covariable qui varie dans le temps permet au hasard de se rajuster à la hausse ou à la baisse lorsque la période d'AC ou l'AE expire et elle est estimée dans le contexte des données regroupées assorties de variables nominales trimestrielles pour saisir les effets saisonniers. Les résultats pour l'échantillon global en fonction des variables « ic » et « intro » sont très semblables à ceux qui sont signalés au tableau 19. On constate des effets limités positifs et significatifs de la variable « ic » dans les modèles 3 et 4. La variable « intro » donne des effets positifs significatifs dans les quatre modèles. Il est intéressant de constater que la variable « n-ass. », qui saisit la période de chômage non assurée, a un coefficient positif (qui est significatif pour les modèles 1 et 2), de sorte que le hasard augmente lorsque les prestations sont épuisées.

En corollaire, j'ai examiné l'épuisement prévu des prestations au tableau 37. Une série de covariables variant dans le temps y sont intégrées, pour tenir compte de la possibilité qu'il reste entre 1 et 3 semaines, entre 4 et 6 semaines ou entre 7 et 9 semaines de prestations d'AC/AE pendant la période de chômage (pr-13, pr-46 et pr-79, respectivement). Encore ici, on ne constate aucun changement important dans les coefficients selon les variables « ic » et « intro » dans nos quatre modèles par rapport au modèle de base de Cox sans les variables de l'épuisement des prestations, ce qui laisse penser que ces résultats sont assez robustes. L'épuisement des prestations exerce une influence à la hausse sur le hasard à mesure que les prestations d'AC ou d'AE achèvent (le coefficient de pr-13 est supérieur à celui de pr-46, qui est supérieur à celui de pr-79). Ce résultat se confirme pour chaque spécification. Parmi les trois variables de l'épuisement des prestations, seule pr-13 est significative à titre individuel, mais cet effet est solide et relativement constant dans les modèles 2 à 4.

La dernière variante que j'ai examinée est une série de modèles de la durée selon le cadre PGM [Prentice et Gloeckler (1978) et Meyer (1990)]. Ces modèles, estimés pour l'échantillon global de même que pour les sous-échantillons MT/Aut et DV/Con, comportent trois approches de rechange en ce qui concerne la durée. Premièrement, j'ai intégré le logarithme de la durée, en plus des variables « ic » et « intro ». Deuxièmement, j'ai utilisé un polynôme du quatrième ordre de la durée comme moyen flexible de saisir la non-monotonie du hasard par rapport à la durée. Troisièmement, j'ai estimé un modèle pleinement non paramétrique selon lequel chaque durée de la grille (entre 1 et 54 semaines) a sa propre variable nominale, de sorte que les effets estimés de la durée peuvent revêtir n'importe quel profil. Les résultats de ces calculs sont donnés au tableau 38, où les spécifications des six modèles correspondent aux trois méthodes d'établissement de la durée, chacune étant estimée avec et sans les variables démographiques et la variable des conditions du marché du travail local. Les effets estimés des variables « ic » et « intro » sont très stables dans les six modèles, et le coefficient « ic » affiche des estimations ponctuelles positives significatives de l'ordre de 0,06 à 0,16. Dans chaque cas, les variables de contrôle de la durée prises séparément donnent une estimation inférieure à 0,10, tandis que l'intégration des variables démographiques permet de relever cette estimation dans la fourchette 0,13 à 0,16. Pour ce qui est de la variable « intro », on retrouve également ce profil des effets plus importants de l'AC ou de l'AE lorsque des variables démographiques sont prises en considération, même si la fourchette du coefficient clé est limitée.

J'ai également estimé la durée logarithmique et le polynôme dans les modèles de durée (modèles 1 et 3, respectivement) conformément à ce cadre, compte tenu de l'hétérogénéité latente distribuée Gamma. Cela permettra peut-être de tenir compte de facteurs latents qui pourraient influencer le hasard et donner lieu à un biais dans les effets estimatifs de durée, de même que des risques de biais dans les effets estimés de la série des variables de contrôle. Pour le modèle 1, le coefficient « ic » tombe à 0,036 (statistique t de 1,10) et le coefficient de la variable « intro » chute à 0,090 (2,16), tandis que dans le modèle 3, les estimations respectives tenant compte de l'hétérogénéité latente sont de 0,031 (0,80) et de 0,094 (1,90). Ainsi, selon certaines indications, si on tient compte de l'hétérogénéité latente, les effets estimés sont moindres, particulièrement pour ce qui est de la variable « ic ». Les modèles estimés qui tiennent compte de l'hétérogénéité latente pour les autres spécifications du tableau 38 ne convergent pas, cependant.

Dans l'ensemble, même si ces deux dernières séries de résultats donnent lieu à des estimations ponctuelles moindres que les modèles précédents sans hétérogénéité latente, j'ai été frappé par la grande constance de ces résultats pour l'échantillon global par rapport aux résultats du modèle de la vraisemblance partielle de Cox (tableau 19). On peut en déduire que ces conclusions relatives aux effets de l'AC et de l'AE sur le comportement sont robustes.

9. *Spécifications initiales et résultats relatifs à la durée des prestations d'AC/AE*

Passons maintenant aux modèles de hasards proportionnels des déterminants de la durée des prestations d'assurance-chômage (AC) ou d'assurance-emploi (AE). Dans ce cas, cette étude vise la durée de la première période ininterrompue de prestations d'AC ou d'AE depuis la date du Relevé d'emploi (RE), selon des données administratives appariées aux données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE)96. Le modèle de vraisemblance partielle de Cox nous sert encore une fois dans un premier temps, et la première série de résultats est illustrée dans plusieurs séries de tableaux, trois pour chaque fichier apparié.

Les tableaux 39 à 41 présentent des estimations pour l'échantillon global et pour les deux sous-échantillons des motifs de cessation d'emploi (MT/Aut et DV/Con) selon le fichier des cohortes 1 et 5, et encore ici, j'ai étudié les spécifications des quatre modèles. Pour ces données, cependant, il n'y a essentiellement aucun effet attribuable à la variable nominale de cohorte, coh05, et cette absence de résultats significatifs se retrouve dans les quatre modèles. Même si certaines des variables démographiques ont des effets distincts — comme le coefficient négatif de la variable nominale du sexe masculin — ces équations donnent peu d'indications de l'existence d'un effet attribuable au passage de l'assurance-chômage à la période de mise en place progressive de l'assurance-emploi. On peut en arriver aux mêmes conclusions pour les sous-échantillons des tableaux 40 et 41.

Si l'on compare la même cohorte initiale 1 à la cohorte appariée deux ans plus tard, de sorte que la composante « après » de cette analyse quasi expérimentale se situe pendant la période d'implantation complète de l'AE, le tableau 42 montre peu d'effets significatifs attribuables à l'AC ou à l'AE. Même si les estimations ponctuelles de la variable coh09 sont maintenant positives, leurs statistiques t sont encore bien inférieures à 2, de sorte qu'il est impossible d'en déduire une signification statistique à des seuils standard. Il en va de même pour le sous-échantillon MT/Aut, dont les résultats sont présentés au tableau 43; cependant, il est étonnant de constater que le petit sous-échantillon DV/Con, illustré au tableau 44, affiche un coefficient qui est significatif au seuil de 5 p. 100 (modèle 4). Je doute que cela veuille dire quoi que ce soit, cependant, car l'échantillon est minuscule.

On peut également comparer ces résultats à ceux des autres cohortes appariées, qu'on peut voir aux tableaux 45 à 47 (cohortes 2 et 6), aux tableaux 48 à 50 (cohortes 2 et 10) et aux tableaux 51 à 53 ainsi que 54 à 56 (cohortes 3 et 7 et cohortes 4 et 8). Les deux comparaisons par rapport à la cohorte 2, qui est le groupe de l'AC, donnent peu d'effets significatifs sur la durée des prestations d'AC/AE pour l'échantillon dans son ensemble, et il en va de même dans les quatre modèles. Les résultats sont également les mêmes pour l'analyse quasi expérimentale des cohortes 3 et 7 au tableau 51, ainsi qu'au tableau 54, qui

illustre les mêmes données pour les cohortes 4 et 8. Ainsi, dans tous les échantillons de cohortes appariées, ces modèles de vraisemblance partielle de Cox ne donnent aucune indication d'effets statistiquement significatifs sur la durée des prestations d'AC/AE qui seraient attribuables au passage de l'AC à l'AE. Les effets estimés sont uniformément limités et on ne peut raisonnablement en déduire qu'ils sont différents du zéro.

10. Analyse des effets sur la durée des prestations d'AC/AE selon les données regroupées

J'ai ensuite estimé des modèles d'un échantillon regroupé de toutes les cohortes, ce qui permet d'élargir l'échantillon, au prix d'une modélisation plus restrictive de la saisonnalité. Cette analyse est similaire à l'analyse précédente portant sur la durée du chômage ci-dessus.

D'après les résultats de l'échantillon global, illustrés au tableau 57, rien n'indique que la variable « ic » ou la variable « intro » a eu un effet significatif. Cependant, on remarque une tendance nette des effets saisonniers, particulièrement aux trimestres 1 et 3, dans les modèles 1 et 2 plus réduits. De plus, même si la variable des conditions du marché du travail local n'a pas d'effet significatif, certaines autres variables démographiques jouent un rôle, notamment le fait d'appartenir au sexe masculin et certaines variables régionales. Cette conclusion globale au sujet des effets de la variable « ic » et de la variable « intro » vaut aussi pour les sous-échantillons MT/Aut et DV/Con, comme on le voit aux tableaux 58 et 59.

Les résultats concernant les femmes (tableaux 60 à 62) et les hommes (tableaux 63 à 65) ne s'écartent guère des résultats globaux du tableau 57. En d'autres termes, ni la variable « ic » ni la variable « intro » ne s'écartent sensiblement du zéro, sur le plan statistique, et leurs estimations ponctuelles respectives sont toujours limitées sur le plan numérique. De la même façon, du point de vue de l'âge, les résultats des travailleurs âgés aux tableaux 66 à 68 et des jeunes travailleurs aux tableaux 69 à 71 ne révèlent pas d'effet significatif.

En outre, en ajoutant une contrainte voulant que les effets de la variable « ic » et de la variable « intro » soient égaux, on constate la même tendance aux résultats limités et non significatifs sur le plan statistique, comme on l'a vu pour l'échantillon global et les quatre sous-groupes démographiques au tableau 72.

Ainsi, selon le cadre de vraisemblance partielle de Cox, tout semble indiquer qu'il n'y a que peu d'effets significatifs, facteur qui *ne* masque cependant *pas* les effets qui s'exerceraient au niveau des sous-échantillons (selon le sexe ou l'âge) et qui s'annuleraient les uns les autres dans l'ensemble. Au contraire, la conclusion qu'on peut tirer de ces nombreux résultats concernant les sous-populations est à l'effet que les estimations pour l'échantillon dans son ensemble ont une validité considérable et qu'elles ne montrent essentiellement aucun effet comportemental significatif.

11. Autres modèles de la durée des prestations d'AC/AE

La dernière variante de l'analyse de la durée des prestations d'assurance-chômage (AC) ou d'assurance-emploi (AE) consiste à examiner la robustesse de ces résultats selon les divers modèles spécifiés, comme on l'a fait précédemment pour la durée du chômage. Par conséquent, j'ai encore une fois estimé divers modèles de rechange des déterminants de la durée, compte tenu à la fois des hasards proportionnels et des modèles paramétriques du temps de défaillance accéléré de la durée. Les principaux coefficients estimatifs que j'ai obtenus sont illustrés au tableau 73.

Dans le cas de l'analyse exponentielle, où le hasard de référence est défini comme étant une constante (qui est fonction de la durée écoulée de la période), on constate de légers effets positifs attribuables à la variable « ic », les statistiques t étant autour de 1,3. Même s'ils ne sont pas significatifs au seuil habituel de 5 p. 100, ces effets sont probablement rationnels et conformes à certains des résultats concernant la durée du chômage. Cependant, lorsque je passe au modèle de Weibull, qui intègre un autre paramètre et prévoit un hasard de référence non constant (mais monotone), ces effets attribuables à la variable « ic » deviennent beaucoup plus limités et sont sûrement non significatifs. Dans les deux modèles, la variable d'introduction n'a pas d'effet discernable. De la même façon, le cadre de Gompertz donne également des estimations très faibles des coefficients « ic » et « intro ».

Selon une analyse du temps de défaillance accéléré, la plupart de ces conclusions demeurent inchangées. Pour les distributions log-normale et log-logistique du terme d'écart de la régression logarithmique de la durée dont il a été question antérieurement, l'effet attribuable à la variable « intro » était limité et positif, et la statistique t se situait autour de 1,6, mais dans l'ensemble, les résultats sont peu significatifs. Enfin, la distribution Gamma a relevé des effets « ic » et « intro » qui correspondaient pratiquement à zéro, conformément aux autres résultats, même si les estimations de certains paramètres incidents du modèle Gamma laissent penser qu'il n'y a pas de bonne adéquation entre le modèle et ces données.

12. Conclusions

Les effets du passage de l'assurance-chômage à l'assurance-emploi sont assez limités, autant sur la durée du chômage que sur la durée des prestations d'AC ou d'AE. On peut néanmoins isoler des effets attribuables au comportement sur la durée du chômage avec une certaine fiabilité, mais il n'en va pas de même de la durée des prestations.

Sur le plan de la méthode, nous avons utilisé deux cadres de base pour estimer les effets du passage de l'AC à l'AE sur la durée du chômage et sur la durée des prestations. Dans le premier cas, il s'agissait d'une approche quasi expérimentale dans le cadre de laquelle les cohortes de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE)96 ont été appariées selon le trimestre au cours duquel s'est produite la cessation d'emploi. Dans le deuxième cas, il s'agissait d'un modèle portant sur les données des cohortes appariées dans le cadre duquel il a fallu structurer davantage les effets saisonniers. De plus, on a accordé beaucoup d'attention à la robustesse des résultats selon le motif de la cessation d'emploi. Tous les effets comportementaux sont étudiés, compte tenu de la différence entre le groupe des cessations d'emploi attribuables aux départs volontaires et congédiements (DV/Con) et le groupe des cessations d'emploi attribuables au manque de travail ou à d'autres raisons (MT/Aut). Les modèles tenaient également compte des effets de variables démographiques et des conditions du marché du travail local. Lorsque c'était approprié et si la taille de l'échantillon le permettait — en général dans les fichiers des cohortes appariées — j'ai estimé la structure intégrale du modèle séparément pour les hommes et pour les femmes, de même que pour les membres jeunes et les membres plus âgés de la population active. J'ai par ailleurs estimé divers modèles de rechange de la durée, qui tenaient compte notamment des périodes de chômage non assurées, et j'ai étudié les effets comportementaux de l'épuisement anticipé des prestations d'AC ou d'AE. Enfin, divers autres modèles paramétriques de la durée ont été étudiés, de même que des modèles qui permettent d'estimer une structure arbitraire pour le hasard de référence sous-jacent. À quelques exceptions relativement limitées près, les résultats que j'ai obtenus étaient constants et robustes selon tous ces modèles de rechange.

Les principales conclusions d'une analyse faite à partir de cohortes appariées aux mêmes trimestres d'années civiles différentes avant et après l'adoption de l'assurance-emploi montrent des effets limités mais positifs du passage de l'AC à l'AE sur le hasard estimé de cessation du chômage. Ces effets sont statistiquement significatifs dans certains des modèles estimés. Lorsque ces effets sont statistiquement significatifs, ils représentent une probabilité de 20 p. 100 plus élevée que le chômage prenne fin à un moment donné de la période; il s'ensuit que les périodes prévues de chômage sont plus brèves. Cet effet était le plus marqué lorsqu'on comparait les cessations d'emploi entre le régime de l'AC et la phase de mise en place progressive de l'AE. Il se retrouvait aussi, mais dans des proportions plus modérées, dans la comparaison de l'AC et de l'AE deux ans plus tard. L'effet était à son plus bas dans la comparaison de l'AC avec la période initiale d'implantation complète de l'AE. Comme les résultats de cette dernière série sont probablement les plus fiables, lorsque les points de comparaison ne sont séparés que par un an et que le point de référence est l'implantation complète de l'AE, j'en conclus qu'il

faut faire preuve de prudence dans l'interprétation des résultats. Les effets sont limités et montrent qu'il n'y a pas eu de changements importants dans les déterminants de la durée du chômage par suite du passage de l'AC à l'AE. Enfin, il convient de préciser que même si de nombreuses tentatives ont été faites pour faire des analyses différentielles selon le genre de cessations d'emploi, les échantillons n'étaient pas suffisants pour qu'on puisse raisonnablement en conclure que de telles différences existent et qu'elles sont importantes.

Les résultats regroupés en ce qui concerne la durée du chômage étaient généralement un peu plus significatifs. Bien sûr, comme on l'a vu précédemment, ces résultats dépendent de la structure hypothétique retenue pour les effets saisonniers sur le hasard de cessation du chômage, et c'est donc dans ce contexte qu'il faut les interpréter. Toutes cessations d'emploi confondues, on obtient un effet positif de l'AE sur le hasard de cessation du chômage, avec un rajustement implicite (proportionnel) à la hausse d'environ 10 p. 100; encore ici, ce résultat se traduisait par une réduction de la durée prévue du chômage. Il est intéressant de constater qu'on obtient également des résultats de ce genre pour les cessations d'emploi attribuables au manque de travail et à d'autres raisons, mais non pour celles qui sont attribuables aux départs volontaires ou aux congédiements. En fait, je n'ai trouvé aucune preuve d'effets significatifs du passage de l'AC à l'AE sur les déterminants de la durée de chômage dans ces groupes.

Dans les travaux quasi expérimentaux précédents, l'âge et le sexe étaient utilisés comme variables de contrôle qui pouvaient chacune modifier le hasard estimatif global, mais la *structure* du hasard — la façon dont le hasard allait peut-être changer par suite du passage à l'AE, par exemple — était commune pour les hommes comme pour les femmes et pour chaque groupe d'âge. Cependant, étant donné que les échantillons étaient plus vastes dans l'analyse des fichiers des cohortes regroupées, on a pu faire une analyse distincte des déterminants de la durée du chômage selon le sexe et le groupe d'âge. De façon générale, les conclusions étaient à l'effet que le passage à l'AE a eu des effets beaucoup plus nets sur les hommes que sur les femmes, la durée du chômage des hommes étant plus fortement influencée que celle du chômage des femmes (et comme on l'a vu plus tôt, les estimations pour les deux groupes ensemble se trouvaient entre ces deux points). Même si les effets de l'AE sur le hasard de cessation du chômage étaient clairs et positifs dans le groupe des personnes plus âgées (les 25 ans et plus), dans le groupe des jeunes (moins de 25 ans), ils étaient de signe opposé et à peu près identiques à zéro. Ainsi, même si, selon mes constatations, le passage à l'AE a relevé le hasard et réduit la durée du chômage des hommes et des travailleurs plus âgés, l'analyse des cohortes regroupées laisse penser que cet effet était faible, voire absent, chez les femmes et chez les jeunes.

En dépit de ces résultats relatifs à la durée du chômage, qui montrent certains effets limités mais significatifs et certaines différences intéressantes dans divers groupes démographiques, il y a très peu d'indications relatives aux effets sur la durée des prestations d'AC ou d'AE. Selon des approches économétriques identiques à celles qui ont été utilisées pour la modélisation de la durée des prestations, les résultats de l'analyse quasi expérimentale et de l'analyse des cohortes regroupées sont uniformément limités. Même si certaines des autres variables démographiques de contrôle jouent un rôle

significatif, je n'ai pas été en mesure d'isoler d'effet significatif du passage à l'AE sur la durée des prestations, et cette conclusion négative vaut autant pour le groupe dans son ensemble que pour les sous-groupes (de sorte qu'elle n'est pas le résultat de deux effets opposés dans deux sous-groupes différents, par exemple).

Il est toujours difficile de tirer des conclusions de résultats principalement négatifs comme ceux-ci, lorsqu'une variation apparemment exogène dans les paramètres d'un programme se traduit par des changements très minimes dans les variables qui nous intéressent, compte tenu des spécifications et des variables de contrôle. À tout le moins, le chercheur veut s'assurer que ses conclusions sont robustes selon d'autres modèles et d'autres spécifications économétriques. Par conséquent, en plus de nombreux modèles estimés établis selon l'approche quasi expérimentale et l'approche des cohortes regroupées, j'ai examiné une série de modèles de rechange de la durée des prestations qui structurent davantage la définition sous-jacente du hasard. Si cette structure imposée est valide, elle peut permettre de mieux estimer les effets de programme et d'isoler de petits coefficients qui auraient pu autrement passer inaperçus. Cependant, après avoir estimé plusieurs modèles de ce genre, j'ai obtenu des résultats qui demeuraient très stables, les effets de l'AE était limités ou négligeables, et n'était pas statistiquement significatifs.

En résumé, cette évaluation initiale de certains des effets comportementaux du passage de l'AC à l'AE a permis d'isoler divers effets limités mais significatifs sur la durée du chômage, mais n'a révélé aucun effet significatif sur la durée des périodes de prestations. De nombreux résultats que nous avons établis, le plus frappant est peut-être que l'effet sur la durée du chômage semble être plus fort et plus constant chez les hommes et chez les travailleurs plus âgés, et beaucoup plus faible chez les femmes et chez les jeunes. Il sera très intéressant de voir si ces résultats se confirment dans les prochaines années, à mesure que les dispositions à plus long terme de l'AE commenceront à être pleinement appliquées.

Bibliographie

BROWNING, Martin, Stephen R.G. JONES et Peter KUHN. *Studies of Unemployment Insurance based on the Out-of-Employment Panel Survey*, à l'intention de Développement des ressources humaines Canada, 1994.

BURDETT, K., et T. VISHWANATH. « Declining Reservation Wages and Learning », *Review of Economic Studies*, 55, p. 655-666, (octobre 1988).

CORAK, Miles. « Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labor Market: An Overview », dans *Unemployment Insurance: How to Make it Work*, ouvrage collectif publié sous la direction de Christopher Green, Fred Lazar, Miles Corak et Dominique Gross, The Social Policy Challenge, Institut C.D. Howe, volume 2, p. 86-159, (b), Toronto, 1994.

CORAK, Miles, et Stephen R.G. JONES. « The Persistence of Unemployment: How Important Were Regionally Extended Unemployment Insurance Benefits? », *Revue canadienne d'économique*, 1995.

COX, David R. « Regression Models and Life-Tables (with discussion) », *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, 34, p. 187-220, 1972.

COX, David R., et David OAKES. *Analysis of Survival Data*, Chapman et Hall, Londres, 1984.

DEVINE, T. J., et N. M. KIEFER. *Empirical Labor Economics: The Search Approach*, Oxford, Oxford UP, 1991.

ECKSTEIN, Z., et K. I. WOLPIN. « Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals », *Econometrica*, 58, p. 783-808, (juillet 1990).

HECKMAN, James J., et B. SINGER. « A Method of Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data » *Econometrica*, 52, p. 271-320, 1984.

JONES, Stephen R.G., et W. Craig RIDDELL. « Regional Aspects of Labour Force Attachment and Labour Market Flows in Canada », dans *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp*, ouvrage collectif publié sous la direction de L. Christofides, K. Grant et R. Swidinsky, University of Toronto Press, Toronto, 1995.

JONES, Stephen R.G., et W. Craig RIDDELL. « Unemployment and Labor Force Attachment: A Multistate Analysis of Nonemployment », dans *Labor Statistics Measurement Issues*, ouvrage collectif publié sous la direction de J. Haltiwanger, M. Manser et R. Topel, NBER Conference on Research in Income and Wealth Series, University of Chicago Press, p. 123-52, 1998.

JONES, Stephen R.G., et W. Craig RIDDELL. « The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach », *Econometrica*, 67, p. 147-61, 1999.

JONES, Stephen R.G., et W. Craig RIDDELL. « The Measurement of Labour Market Dynamics with Longitudinal Data: The LMAS Filter ». *Journal of Labor Economics*, 13, p. 351-85, 1995 (en collaboration avec W. Craig Riddell).

JONES, Stephen R.G. « Job Search Methods, Intensity and Effects ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, p. 277-96, 1989.

JONES, Stephen R.G. « The Relationship between Unemployment Spells and Reservation Wages as a Test of Search Theory ». *Quarterly Journal of Economics*, 103, p. 741-65, 1988.

JONES, Stephen R.G. «Reservation Wages and the Cost of Unemployment ». *Economica*, 56, p. 225-46, 1989.

JONES, Stephen R.G. *Evaluation of the Effects of Bill C-17: Unemployment and Benefit Durations*, rapport présenté à DRHC en vertu du contrat 9132-5-0003, (juin 1997).

KIEFER, N. M., et G.R. NEUMANN. « An Empirical Job Search Model, with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis ». *Journal of Political Economy*, p. 89-104, 1979.

LANCASTER, T., et A. CHESHER. « An Econometric Model of Reservation Wages ». *Econometrica*, 1983.

MEYER, Bruce D. « Unemployment Insurance and Unemployment Spells ». *Econometrica*, 58, p. 757-82, 1990.

MORTENSEN, D. « Unemployment Insurance and Job Search Decisions ». *Industrial and Labor Relations Review*, 30, p. 505-17, 1987.

MORTENSEN, D. « Job Search and Labor Market Analysis ». *Handbook of Labor Economics*, chapitre 15, North-Holland, 1986.

PRENTICE, R., et L. GLOECKLER. « Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data ». *Biometrics*, 34, p. 57-67, 1978.

STORER, Paul, et Marc A. Van AUDENRODE. *Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants, and Implications*. Polycopie, UQAM, (août 1993).

Tableaux

Note relative aux tableaux

D'après les calculs de l'auteur à partir des données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Les statistiques t sont données entre parenthèses pour tous les coefficients. Pour les paramètres incidents des modèles paramétriques de la durée (tableaux 35 et 73), les écarts-types sont donnés entre parenthèses. Toutes les estimations comprennent des variables démographiques de contrôle selon le numéro du modèle (1 à 4), comme on le voit au tableau 1, même lorsque, par souci de brièveté, seules les estimations des principaux coefficients sont données dans le tableau (voir les tableaux 34 et 72).

TABLEAU 1
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Expérience-cohortes 1 et 5

Modèle : **N^bre^ d'obs :**	**1** **1 121**	**2** **1 121**	**3** **654**	**4** **654**
coh05	0,185 (2,30)	0,183 (2,28)	0,335 (3,08)	0,332 (3,06)
chôloc		-0,026 (-3,56)		-0,013 (-1,09)
hom			0,057 (0,57)	0,045 (0,44)
mar			-0,082 (-0,35)	-0,091 (-0,39)
âge			-0,016 (-3,25)	-0,016 (-3,32)
secp			-0,105 (-0,77)	-0,089 (-0,65)
col			-0,171 (-1,20)	-0,170 (-1,19)
univ			0,065 (0,50)	0,062 (0,48)
atl			-0,243 (-1,43)	-0,174 (-0,96)
qué			0,002 (0,01)	0,046 (0,23)
pra			0,218 (1,27)	0,222 (1,29)
cbt			0,247 (1,28)	0,264 (1,36)

TABLEAU 2
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 1 et 5

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **996**	**2** **996**	**3** **581**	**4** **581**
coh05	0,196 (2,33)	0,195 (2,31)	0,289 (2,52)	0,286 (2,49)
chôloc		-0,027 (-3,58)		-0,017 (-1,33)
hom			0,079 (0,73)	0,060 (0,55)
mar			-0,152 (-0,53)	-0,148 (-0,51)
âge			-0,014 (-2,73)	-0,014 (-2,83)
secp			-0,087 (-0,62)	-0,063 (-0,44)
col			-0,183 (-1,18)	-0,177 (-1,15)
univ			0,084 (0,59)	0,086 (0,60)
atl			-0,247 (-1,37)	-0,155 (-0,81)
qué			0,028 (0,14)	0,087 (0,41)
pra			0,265 (1,43)	0,276 (1,49)
cbt			0,245 (1,15)	0,274 (1,28)

TABLEAU 3
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 1 et 5

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **119**	**2** **119**	**3** **70**	**4** **70**
coh05	-0,008 (-0,03)	-0,006 (-0,02)	0,552 (1,41)	0,524 (1,33)
chôloc		-0,003 (-0,10)		0,031 (0,59)
hom			-0,091 (-0,29)	-0,037 (-0,11)
mar			0,230 (0,51)	0,374 (0,72)
âge			-0,027 (-1,53)	-0,026 (-1,49)
secp			-0,504 (-0,75)	-0,353 (-0,49)
col			-0,116 (-0,29)	-0,042 (-0,10)
univ			-0,089 (-0,25)	-0,025 (-0,07)
atl			-0,125 (-0,22)	-0,255 (-0,41)
qué			-0,074 (-0,11)	-0,275 (-0,36)
pra			-0,068 (-0,14)	-0,057 (-0,12)
cbt			0,126 (0,24)	0,132 (0,25)

TABLEAU 4
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global **Expérience-cohortes 2 et 6**				
Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **1 469**	**2** **1 469**	**3** **921**	**4** **921**
coh06	0,155 (2,68)	0,151 (2,60)	0,114 (1,52)	0,114 (1,52)
chôloc		-0,018 (-2,77)		-0,003 (-0,26)
hom			0,153 (1,89)	0,154 (1,89)
mar			0,246 (1,42)	0,247 (1,43)
âge			-0,010 (-2,90)	-0,010 (-2,90)
secp			-0,163 (-1,67)	-0,162 (-1,67)
col			-0,146 (-1,34)	-0,144 (-1,31)
univ			-0,015 (-0,14)	-0,016 (-0,15)
atl			-0,502 (-4,13)	-0,488 (-3,67)
qué			-0,404 (-2,71)	-0,396 (-2,59)
pra			-0,109 (-0,87)	-0,109 (-0,87)
cbt			-0,276 (-1,82)	-0,273 (-1,79)

TABLEAU 5
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 2 et 6

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **1 372**	**2** **1 372**	**3** **867**	**4** **867**
coh06	0,155 (2,57)	0,150 (2,49)	0,123 (1,59)	0,123 (1,59)
chôloc		-0,018 (-2,73)		-0,005 (-0,47)
hom			0,135 (1,60)	0,136 (1,60)
mar			0,232 (1,27)	0,232 (1,27)
âge			-0,010 (-2,67)	-0,010 (-2,67)
secp			-0,143 (-1,43)	-0,142 (-1,43)
col			-0,137 (-1,22)	-0,134 (-1,19)
univ			0,007 (0,06)	0,005 (0,04)
atl			-0,467 (-3,74)	-0,440 (-3,21)
qué			-0,392 (-2,56)	-0,376 (-2,40)
pra			-0,066 (-0,51)	-0,066 (-0,51)
cbt			-0,257 (-1,63)	-0,252 (-1,59)

TABLEAU 6
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 2 et 6

Modèle : **N^bre^ d'obs :**	**1** **92**	**2** **92**	**3** **51**	**4** **51**
coh06	0,098 (0,43)	0,096 (0,42)	-0,174 (-0,48)	-0,223 (-0,59)
chôloc		0,003 (0,12)		0,085 (1,13)
hom			0,499 (1,35)	0,419 (1,08)
mar			0,669 (0,98)	0,613 (0,87)
âge			-0,018 (-1,04)	-0,013 (-0,75)
secp			-0,713 (-1,35)	-0,824 (-1,53)
col			-0,177 (-0,34)	-0,20 (-0,38)
univ			-0,152 (-0,36)	-0,202 (-0,47)
atl			-1,931 (-2,79)	-2,057 (-2,95)
qué			-1,228 (-1,35)	-1,470 (-1,56)
pra			-1,240 (-2,21)	-1,212 (-2,17)
cbt			-1,264 (-1,77)	-1,304 (-1,77)

TABLEAU 7
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Expérience-cohortes 1 et 9

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **969**	**2** **969**	**3** **575**	**4** **575**
coh09	0,192 (2,27)	0,204 (2,41)	0,376 (3,27)	0,364 (3,16)
chôloc		-0,041 (-5,03)		-0,022 (-1,68)
hom			-0,113 (-1,06)	-0,130 (-1,21)
mar			-0,577 (-2,23)	-0,587 (-2,26)
âge			-0,017 (-3,03)	-0,017 (-2,97)
secp			-0,159 (-1,14)	-0,137 (-0,98)
col			-0,015 (-0,09)	0,007 (0,04)
univ			-0,153 (-1,00)	-0,147 (-0,97)
atl			-0,384 (-1,91)	-0,277 (-1,32)
qué			-0,255 (-1,10)	-0,197 (-0,84)
pra			0,071 (0,35)	0,030 (0,15)
cbt			-0,375 (-1,49)	-0,384 (-1,53)

TABLEAU 8
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 1 et 9

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **863**	**2** **863**	**3** **529**	**4** **529**
coh09	0,186 (2,09)	0,209 (2,34)	0,373 (3,11)	0,360 (3,00)
chôloc		-0,042 (-4,83)		-0,024 (-1,78)
hom			-0,116 (-1,04)	-0,139 (-1,23)
mar			-0,570 (-2,06)	-0,579 (-2,09)
âge			-0,019 (-3,21)	-0,019 (-3,18)
secp			-0,126 (-0,87)	-0,102 (-0,71)
col			0,051 (0,31)	0,075 (0,46)
univ			-0,103 (-0,64)	-0,096 (-0,60)
atl			-0,324 (-1,52)	-0,207 (-0,93)
qué			-0,223 (-0,91)	-0,161 (-0,65)
pra			0,216 (0,99)	0,175 (0,80)
cbt			-0,216 (-0,81)	-0,224 (-0,84)

TABLEAU 9
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 1 et 9

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **103**	**2** **103**	**3** **44**	**4** **44**
coh09	0,112 (0,41)	0,076 (0,28)	0,253 (0,52)	0,131 (0,25)
chôloc		-0,035 (-1,05)		-0,074 (-0,61)
hom			0,063 (0,14)	0,066 (0,15)
mar			-0,533 (-0,54)	-0,459 (-0,46)
age			-0,011 (-0,36)	-0,008 (-0,25)
secp			-1,076 (-1,46)	-1,062 (-1,43)
col			-0,732 (-1,19)	-0,743 (-1,20)
univ			-0,760 (-1,22)	-0,801 (-1,28)
atl			-1,399 (-1,52)	-1,348 (-1,44)
qué			-0,696 (-0,81)	-0,535 (-0,58)
pra			-0,741 (-1,14)	-0,903 (-1,27)
cbt			-1,557 (-1,84)	-1,604 (-1,88)

TABLEAU 10
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Expérience-cohortes 2 et 10

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 335**	**2** **1 335**	**3** **816**	**4** **816**
coh10	0,174 (2,85)	0,164 (2,68)	0,168 (2,11)	0,166 (2,09)
chôloc		-0,013 (-1,95)		-0,004 (-0,34)
hom			0,095 (1,11)	0,096 (1,12)
mar			0,203 (1,16)	0,205 (1,17)
âge			-0,011 (-2,85)	-0,011 (-2,83)
secp			-0,150 (-1,47)	-0,149 (-1,47)
col			-0,196 (-1,75)	-0,195 (-1,74)
univ			-0,168 (-1,38)	-0,171 (-1,40)
atl			-0,258 (-1,85)	-0,237 (-1,56)
qué			-0,201 (-1,19)	-0,189 (-1,09)
pra			-0,064 (-0,44)	-0,064 (-0,45)
cbt			-0,303 (-1,82)	-0,299 (-1,79)

TABLEAU 11
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 2 et 10

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **1 240**	**2** **1 240**	**3** **763**	**4** **763**
coh10	0,182 (2,88)	0,171 (2,69)	0,204 (2,47)	0,202 (2,43)
chôloc		-0,016 (-2,34)		-0,006 (-0,54)
hom			0,074 (0,82)	0,075 (0,83)
mar			0,206 (1,12)	0,207 (1,13)
âge			-0,012 (-2,95)	-0,012 (-2,93)
secp			-0,134 (-1,29)	-0,134 (-1,28)
col			-0,225 (-1,95)	-0,224 (-1,94)
univ			-0,044 (-0,34)	-0,050 (-0,39)
atl			-0,214 (-1,46)	-0,180 (-1,13)
qué			-0,173 (-0,98)	-0,153 (-0,84)
pra			0,023 (0,15)	0,022 (0,15)
cbt			-0,229 (-1,31)	-0,222 (-1,26)

TABLEAU 12
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 2 et 10

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **92**	**2** **92**	**3** **52**	**4** **52**
coh10	0,052 (0,22)	0,072 (0,31)	-0,218 (-0,61)	-0,190 (-0,54)
chôloc		0,054 (1,80)		0,136 (1,29)
hom			0,686 (1,77)	0,522 (1,30)
mar			0,689 (0,92)	0,804 (1,02)
âge			-0,005 (-0,25)	-0,003 (-0,13)
secp			-0,186 (-0,37)	-0,275 (-0,54)
col			0,527 (0,99)	0,243 (0,43)
univ			-0,967 (-2,03)	-0,896 (-1,90)
atl			-0,905 (-1,40)	-1,135 (-1,67)
qué			-1,180 (-1,33)	-1,199 (-1,34)
pra			-1,262 (-2,46)	-1,082 (-2,09)
cbt			-1,561 (-2,30)	-1,503 (-2,31)

TABLEAU 13
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Expérience-cohortes 3 et 7

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **1 362**	**2** **1 362**	**3** **834**	**4** **834**
coh07	-0,057 (-0,91)	-0,047 (-0,75)	0,055 (0,67)	0,066 (0,79)
chôloc		-0,014 (-2,16)		-0,009 (-0,93)
hom			0,238 (2,82)	0,232 (2,75)
mar			-0,029 (-0,16)	-0,027 (-0,15)
âge			-0,004 (-1,08)	-0,004 (-1,07)
secp			-0,084 (-0,79)	-0,079 (-0,74)
col			0,120 (1,04)	0,121 (1,05)
univ			-0,060 (-0,52)	-0,068 (-0,59)
atl			-0,087 (-0,62)	-0,037 (-0,25)
qué			-0,226 (-1,33)	-0,193 (-1,10)
pra			0,045 (0,32)	0,052 (0,36)
cbt			0,005 (0,03)	0,017 (0,10)

TABLEAU 14
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 3 et 7

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 240**	**2** **1 240**	**3** **771**	**4** **771**
coh07	-0,065 (-0,98)	-0,055 (-0,84)	0,059 (0,69)	0,073 (0,83)
chôloc		-0,014 (-2,03)		-0,010 (-1,02)
hom			0,223 (2,52)	0,215 (2,42)
mar			-0,147 (-0,77)	-0,148 (-0,78)
âge			-0,003 (-0,66)	-0,003 (-0,67)
secp			-0,090 (-0,80)	-0,082 (-0,73)
col			0,151 (1,25)	0,153 (1,27)
univ			-0,056 (-0,47)	-0,065 (-0,54)
atl			-0,045 (-0,31)	0,014 (0,09)
qué			-0,148 (-0,84)	-0,107 (-0,59)
pra			0,103 (0,69)	0,112 (0,75)
cbt			-0,015 (-0,08)	0,000 (0,00)

TABLEAU 15
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 3 et 7

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **119**	**2** **119**	**3** **61**	**4** **61**
coh07	0,009 (0,04)	0,031 (0,15)	-0,137 (-0,45)	-0,115 (-0,37)
chôloc		-0,022 (-0,63)		-0,035 (-0,64)
hom			0,669 (1,93)	0,664 (1,90)
mar			0,698 (1,25)	0,797 (1,37)
âge			-0,026 (-1,68)	-0,027 (-1,72)
secp			-0,074 (-0,16)	-0,196 (-0,39)
col			-0,30 (-0,68)	-0,386 (-0,83)
univ			-0,061 (-0,14)	-0,122 (-0,27)
atl			-1,090 (-1,66)	-1,179 (-1,75)
qué			-1,961 (-2,79)	-1,935 (-2,75)
pra			-1,389 (-2,34)	-1,481 (-2,42)
cbt			-0,633 (-0,87)	-0,756 (-1,01)

TABLEAU 16
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Expérience-cohortes 4 et 8

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 394**	**2** **1 394**	**3** **883**	**4** **883**
coh08	-0,072 (-1,13)	-0,071 (-1,12)	-0,015 (-0,19)	-0,013 (-0,16)
chôloc		-0,006 (-1,02)		-0,006 (-0,61)
hom			-0,140 (-1,71)	-0,140 (-1,71)
mar			0,070 (0,29)	0,069 (0,29)
âge			-0,003 (-0,86)	-0,003 (-0,89)
secp			-0,065 (-0,60)	-0,061 (-0,55)
col			-0,174 (-1,47)	-0,174 (-1,47)
univ			0,085 (0,78)	0,082 (0,76)
atl			0,152 (1,07)	0,186 (1,23)
qué			0,332 (1,95)	0,346 (2,01)
pra			0,431 (3,03)	0,433 (3,04)
cbt			0,226 (1,33)	0,235 (1,38)

TABLEAU 17
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 4 et 8

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 240**	**2** **1 240**	**3** **802**	**4** **802**
coh08	-0,048 (-0,71)	-0,045 (-0,67)	-0,016 (-0,19)	-0,013 (-0,15)
chôloc		-0,011 (-1,69)		-0,005 (-0,57)
hom			-0,187 (-2,17)	-0,186 (-2,17)
mar			0,052 (0,21)	0,051 (0,20)
âge			-0,003 (-0,63)	-0,003 (-0,65)
secp			-0,034 (-0,30)	-0,029 (-0,25)
col			-0,064 (-0,51)	-0,065 (-0,52)
univ			0,141 (1,24)	0,139 (1,23)
atl			0,081 (0,54)	0,114 (0,71)
qué			0,310 (1,75)	0,323 (1,80)
pra			0,418 (2,77)	0,420 (2,78)
cbt			0,205 (1,15)	0,212 (1,19)

TABLEAU 18
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 4 et 8

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **148**	**2** **148**	**3** **79**	**4** **79**
coh08	-0,169 (-0,83)	-0,154 (-0,75)	0,113 (0,36)	0,113 (0,35)
chôloc		0,025 (1,16)		-0,001 (-0,02)
hom			0,603 (1,89)	0,603 (1,89)
mar			-0,402 (-0,40)	-0,403 (-0,40)
âge			-0,028 (-1,91)	-0,028 (-1,91)
secp			-0,304 (-0,58)	-0,305 (-0,58)
col			-0,687 (-1,74)	-0,686 (-1,74)
univ			-0,784 (-1,93)	-0,784 (-1,93)
atl			0,805 (1,68)	0,808 (1,60)
qué			-0,258 (-0,31)	-0,256 (-0,30)
pra			0,477 (1,01)	0,478 (1,01)
cbt			-0,022 (-0,03)	-0,019 (-0,03)

TABLEAU 19
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **6 564**	**2** **6 564**	**3** **4 022**	**4** **4 022**
ic	0,036 (1,10)	0,038 (1,14)	0,099 (2,36)	0,102 (2,41)
intro	0,089 (2,12)	0,088 (2,11)	0,133 (2,46)	0,134 (2,49)
t1	0,113 (2,71)	0,117 (2,80)	0,116 (2,15)	0,117 (2,18)
t2	0,061 (1,45)	0,061 (1,45)	0,049 (0,91)	0,050 (0,92)
t3	-0,325 (-8,46)	-0,308 (-7,99)	-0,297 (-5,96)	-0,294 (-5,89)
chôloc		-0,017 (-5,82)		-0,008 (-1,80)
hom			0,075 (1,96)	0,072 (1,89)
mar			0,026 (0,30)	0,027 (0,31)
âge			-0,008 (-4,52)	-0,008 (-4,53)
secp			-0,107 (-2,19)	-0,102 (-2,09)
col			-0,054 (-1,01)	-0,052 (-0,98)
univ			-0,005 (-0,10)	-0,009 (-0,17)
atl			-0,165 (-2,58)	-0,119 (-1,73)
qué			-0,068 (-0,89)	-0,040 (-0,51)
pra			0,119 (1,84)	0,120 (1,85)
cbt			-0,014 (-0,18)	-0,002 (-0,03)

TABLEAU 20
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre^ d'obs :**	**1** **5 942**	**2** **5 942**	**3** **3 697**	**4** **3 697**
ic	0,042 (1,22)	0,045 (1,31)	0,109 (2,48)	0,112 (2,56)
intro	0,097 (2,22)	0,097 (2,20)	0,118 (2,10)	0,120 (2,14)
t1	0,121 (2,77)	0,126 (2,87)	0,101 (1,80)	0,103 (1,84)
t2	0,097 (2,19)	0,098 (2,22)	0,064 (1,12)	0,064 (1,13)
t3	-0,339 (-8,37)	-0,317 (-7,80)	-0,321 (-6,15)	-0,317 (-6,06)
chôloc		-0,019 (-6,12)		-0,010 (-2,12)
hom			0,059 (1,48)	0,055 (1,37)
mar			-0,005 (-0,05)	-0,004 (-0,04)
âge			-0,007 (-3,97)	-0,007 (-3,98)
secp			-0,097 (-1,91)	-0,090 (-1,78)
col			-0,027 (-0,49)	-0,024 (-0,43)
univ			0,034 (0,63)	0,031 (0,56)
atl			-0,166 (-2,49)	-0,108 (-1,51)
qué			-0,058 (-0,73)	-0,024 (-0,29)
pra			0,154 (2,25)	0,156 (2,27)
cbt			-0,022 (-0,27)	-0,008 (-0,10)

TABLEAU 21
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **599**	**2** **599**	**3** **314**	**4** **314**
ic	-0,026 (-0,23)	-0,025 (-0,22)	0,020 (0,13)	0,024 (0,15)
intro	-0,029 (-0,19)	-0,037 (-0,25)	0,185 (0,90)	0,175 (0,85)
t1	0,039 (0,27)	0,033 (0,23)	0,316 (1,53)	0,313 (1,52)
t2	-0,253 (-1,75)	-0,262 (-1,81)	-0,114 (-0,54)	-0,150 (-0,71)
t3	-0,218 (-1,68)	-0,219 (-1,69)	-0,029 (-0,16)	-0,025 (-0,14)
chôloc		0,009 (0,77)		0,022 (1,09)
hom			0,313 (2,28)	0,323 (2,34)
mar			0,323 (1,25)	0,348 (1,34)
âge			-0,020 (-2,87)	-0,019 (-2,73)
secp			-0,241 (-1,16)	-0,222 (-1,06)
col			-0,199 (-1,08)	-0,181 (-0,98)
univ			-0,338 (-1,93)	-0,317 (-1,80)
atl			-0,218 (-0,91)	-0,282 (-1,14)
qué			-0,469 (-1,55)	-0,542 (-1,76)
pra			-0,254 (-1,18)	-0,260 (-1,21)
cbt			-0,192 (-0,73)	-0,228 (-0,87)

TABLEAU 22
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global, femmes
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **2 968**	**2** **2 968**	**3** **1 668**	**4** **1 668**
ic	-0,012 (-0,25)	-0,005 (-0,11)	0,047 (0,73)	0,052 (0,80)
intro	-0,032 (-0,50)	-0,034 (-0,53)	-0,018 (-0,20)	-0,015 (-0,16)
t1	0,038 (0,60)	0,046 (0,71)	-0,025 (-0,28)	-0,017 (-0,19)
t2	0,119 (1,94)	0,113 (1,84)	0,099 (1,19)	0,101 (1,22)
t3	-0,269 (-4,57)	-0,243 (-4,10)	-0,232 (-2,80)	-0,219 (-2,62)
chôloc		-0,018 (-4,09)		-0,012 (-1,77)
mar			-0,114 (-0,83)	-0,110 (-0,80)
âge			-0,003 (-1,13)	-0,003 (-1,09)
secp			-0,152 (-1,92)	-0,145 (-1,83)
col			-0,107 (-1,23)	-0,105 (-1,22)
univ			0,045 (0,56)	0,040 (0,50)
atl			-0,133 (-1,41)	-0,059 (-0,57)
qué			-0,129 (-1,10)	-0,094 (-0,79)
pra			0,084 (0,88)	0,085 (0,89)
cbt			-0,130 (-1,05)	-0,106 (-0,86)

TABLEAU 23
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut, femmes
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **2 641**	**2** **2 641**	**3** **1 496**	**4** **1 496**
ic	-0,015 (-0,30)	-0,006 (-0,12)	0,049 (0,72)	0,057 (0,84)
intro	-0,023 (-0,34)	-0,027 (-0,39)	-0,045 (-0,47)	-0,040 (-0,41)
t1	0,054 (0,80)	0,060 (0,89)	-0,046 (-0,49)	-0,035 (-0,37)
t2	0,195 (3,03)	0,187 (2,90)	0,137 (1,56)	0,136 (1,56)
t3	-0,306 (-4,85)	-0,276 (-4,35)	-0,280 (-3,14)	-0,261 (-2,93)
chôloc		-0,020 (-4,38)		-0,017 (-2,29)
mar			-0,162 (-1,10)	-0,155 (-1,06)
âge			-0,002 (-0,76)	-0,002 (-0,73)
secp			-0,137 (-1,65)	-0,125 (-1,50)
col			-0,040 (-0,43)	-0,038 (-0,41)
univ			0,088 (1,03)	0,084 (0,98)
atl			-0,160 (-1,60)	-0,057 (-0,52)
qué			-0,146 (-1,19)	-0,098 (-0,79)
pra			0,105 (1,03)	0,109 (1,08)
cbt			-0,186 (-1,40)	-0,157 (-1,18)

TABLEAU 24
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con, femmes
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **312**	**2** **312**	**3** **166**	**4** **166**
ic	0,058 (0,37)	0,057 (0,36)	0,247 (1,03)	0,265 (1,10)
intro	-0,072 (-0,36)	-0,083 (-0,42)	0,289 (1,02)	0,248 (0,87)
t1	-0,042 (-0,20)	-0,051 (-0,24)	0,233 (0,72)	0,218 (0,67)
t2	-0,433 (-2,11)	-0,447 (-2,16)	-0,239 (-0,79)	-0,322 (-1,04)
t3	-0,015 (-0,09)	-0,025 (-0,15)	0,214 (0,84)	0,206 (0,81)
chôloc		0,009 (0,54)		0,035 (1,42)
mar			0,415 (0,97)	0,498 (1,15)
âge			-0,024 (-2,20)	-0,022 (-2,05)
secp			-0,246 (-0,86)	-0,169 (-0,58)
col			-0,368 (-1,34)	-0,337 (-1,22)
univ			-0,346 (-1,29)	-0,273 (-0,99)
atl			-0,214 (-0,63)	-0,298 (-0,86)
qué			-0,266 (-0,56)	-0,324 (-0,68)
pra			-0,201 (-0,64)	-0,166 (-0,53)
cbt			-0,040 (-0,11)	-0,112 (-0,29)

TABLEAU 25
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global, hommes
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **3 598**	**2** **3 598**	**3** **2 356**	**4** **2 356**
ic	0,083 (1,86)	0,080 (1,79)	0,143 (2,57)	0,144 (2,58)
intro	0,182 (3,29)	0,181 (3,28)	0,230 (3,37)	0,230 (3,38)
t1	0,192 (3,48)	0,193 (3,49)	0,236 (3,50)	0,235 (3,49)
t2	0,001 (0,01)	0,007 (0,12)	-0,039 (-0,52)	-0,038 (-0,50)
t3	-0,357 (-6,99)	-0,346 (-6,77)	-0,335 (-5,32)	-0,335 (-5,32)
chôloc		-0,016 (-4,05)		-0,005 (-0,83)
mar			0,089 (0,77)	0,089 (0,78)
âge			-0,012 (-5,11)	-0,012 (-5,14)
secp			-0,067 (-1,08)	-0,064 (-1,03)
col			-0,020 (-0,29)	-0,018 (-0,26)
univ			-0,060 (-0,89)	-0,063 (-0,93)
atl			-0,167 (-1,92)	-0,140 (-1,50)
qué			-0,011 (-0,11)	0,008 (0,07)
pra			0,151 (1,70)	0,151 (1,70)
cbt			0,069 (0,67)	0,074 (0,72)

TABLEAU 26
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut, hommes
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **3 302**	**2** **3 302**	**3** **2 201**	**4** **2 201**
ic	0,097 (2,08)	0,095 (2,04)	0,167 (2,88)	0,167 (2,89)
intro	0,188 (3,29)	0,189 (3,30)	0,223 (3,18)	0,224 (3,18)
t1	0,194 (3,37)	0,196 (3,40)	0,224 (3,21)	0,224 (3,20)
t2	-0,007 (-0,11)	0,003 (0,04)	-0,062 (-0,78)	-0,061 (-0,77)
t3	-0,348 (-6,56)	-0,332 (-6,24)	-0,339 (-5,18)	-0,338 (-5,17)
chôloc		-0,017 (-4,07)		-0,004 (-0,70)
mar			0,063 (0,51)	0,064 (0,52)
âge			-0,011 (-4,67)	-0,011 (-4,69)
secp			-0,056 (-0,88)	-0,054 (-0,84)
col			-0,026 (-0,37)	-0,024 (-0,34)
univ			-0,017 (-0,24)	-0,020 (-0,27)
atl			-0,143 (-1,57)	-0,119 (-1,23)
qué			0,023 (0,22)	0,039 (0,36)
pra			0,189 (2,02)	0,190 (2,02)
cbt			0,094 (0 98)	0,098 (0,92)

TABLEAU 27
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con, hommes
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **288**	**2** **288**	**3** **150**	**4** **150**
ic	-0,142 (-0,91)	-0,141 (-0,90)	-0,212 (-0,96)	-0,213 (-0,96)
intro	0,080 (0,36)	0,079 (0,35)	0,187 (0,59)	0,189 (0,59)
t1	0,119 (0,59)	0,119 (0,59)	0,443 (1,58)	0,446 (1,59)
t2	-0,027 (-0,13)	-0,027 (-0,13)	0,064 (0,21)	0,075 (0,24)
t3	-0,494 (-2,48)	-0,491 (-2,45)	-0,364 (-1,25)	-0,366 (-1,26)
chôloc		0,003 (0,14)		-0,013 (-0,30)
mar			0,388 (1,17)	0,386 (1,16)
âge			-0,021 (-2,22)	-0,021 (-2,23)
secp			-0,264 (-0,82)	-0,258 (-0,80)
col			0,079 (0,30)	0,071 (0,27)
univ			-0,396 (-1,60)	-0,399 (-1,61)
atl			-0,187 (-0,52)	-0,162 (-0,43)
qué			-0,424 (-1,01)	-0,376 (-0,84)
pra			-0,198 (-0,63)	-0,193 (-0,62)
cbt			-0,206 (-0,54)	-0,203 (-0,54)

TABLEAU 28
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global, travailleurs âgés (>24 ans)
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **5 422**	**2** **5 422**	**3** **3 751**	**4** **3 751**
ic	0,054 (1,49)	0,056 (1,55)	0,101 (2,33)	0,104 (2,39)
intro	0,092 (1,98)	0,091 (1,96)	0,118 (2,09)	0,120 (2,13)
t1	0,126 (2,76)	0,130 (2,84)	0,108 (1,94)	0,110 (1,97)
t2	0,049 (1,04)	0,046 (0,97)	0,037 (0,66)	0,038 (0,68)
t3	-0,329 (-7,73)	-0,311 (-7,30)	-0,310 (-5,98)	-0,306 (-5,91)
chôloc		-0,017 (-5,29)		-0,008 (-1,72)
hom			0,091 (2,32)	0,088 (2,23)
mar			0,062 (0,60)	0,064 (0,62)
secp			-0,131 (-2,65)	-0,127 (-2,55)
col			0,000 (0,00)	0,001 (0,02)
univ			0,032 (0,60)	0,028 (0,52)
atl			-0,144 (-2,20)	-0,099 (-1,40)
qué			-0,076 (-0,96)	-0,048 (-0,60)
pra			0,126 (1,88)	0,126 (1,89)
cbt			-0,024 (-0,30)	-0,013 (-0,16)

TABLEAU 29
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut, travailleurs âgés (>24 ans)
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **4 926**	**2** **4 926**	**3** **3 472**	**4** **3 472**
ic	0,057 (1,49)	0,061 (1,61)	0,107 (2,37)	0,111 (2,46)
intro	0,102 (2,11)	0,102 (2,10)	0,108 (1,85)	0,111 (1,91)
t1	0,140 (2,93)	0,145 (3,04)	0,098 (1,70)	0,101 (1,75)
t2	0,076 (1,54)	0,074 (1,50)	0,054 (0,92)	0,055 (0,94)
t3	-0,334 (-7,48)	-0,311 (-6,95)	-0,330 (-6,09)	-0,325 (-6,00)
chôloc		-0,019 (-5,71)		-0,010 (-2,18)
hom			0,074 (1,82)	0,069 (1,68)
mar			-0,005 (-0,05)	-0,004 (-0,03)
secp			-0,121 (-2,37)	-0,114 (-2,23)
col			0,017 (0,29)	0,020 (0,34)
univ			0,060 (1,07)	0,056 (1,00)
atl			-0,151 (-2,20)	-0,090 (-1,22)
qué			-0,061 (-0,75)	-0,025 (-0,30)
pra			0,156 (2,22)	0,158 (2,24)
cbt			-0,042 (-0,50)	-0,028 (-0,33)

TABLEAU 30
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con, travailleurs âgés (>24 ans)
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre^ d'obs :**	**1** **476**	**2** **476**	**3** **268**	**4** **268**
ic	0,011 (0,09)	0,013 (0,11)	0,023 (0,13)	0,028 (0,16)
intro	-0,053 (-0,32)	-0,065 (-0,39)	0,040 (0,17)	0,030 (0,13)
t1	-0,017 (-0,11)	-0,031 (-0,19)	0,318 (1,38)	0,312 (1,36)
t2	-0,220 (-1,37)	-0,234 (-1,45)	-0,174 (-0,76)	-0,245 (-1,06)
t3	-0,302 (-2,04)	-0,313 (-2,11)	0,048 (0,23)	0,056 (0,27)
chôloc		0,021 (1,48)		0,052 (2,29)
hom			0,404 (2,68)	0,433 (2,85)
mar			0,725 (1,97)	0,838 (2,23)
secp			-0,286 (-1,25)	-0,245 (-1,07)
col			0,000 (0,00)	0,053 (0,26)
univ			-0,259 (-1,33)	-0,205 (-1,04)
atl			-0,060 (-0,23)	-0,196 (-0,73)
qué			-0,658 (-1,86)	-0,860 (-2,35)
pra			-0,288 (-1,26)	-0,302 (-1,33)
cbt			-0,170 (-0,61)	-0,255 (-0,91)

TABLEAU 31
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global, jeunes travailleurs (<25 ans)
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 142**	**2** **1 142**	**3** **271**	**4** **271**
ic	-0,045 (-0,58)	-0,049 (-0,63)	-0,029 (-0,16)	-0,036 (-0,20)
intro	0,063 (0,66)	0,066 (0,68)	0,254 (1,29)	0,250 (1,27)
t1	0,059 (0,58)	0,061 (0,60)	0,176 (0,80)	0,169 (0,77)
t2	0,108 (1,13)	0,123 (1,29)	0,177 (0,84)	0,170 (0,81)
t3	-0,304 (-3,38)	-0,289 (-3,21)	-0,080 (-0,43)	-0,082 (-0,44)
chôloc		-0,018 (-2,44)		-0,009 (-0,41)
hom			-0,150 (-0,82)	-0,147 (-0,81)
mar			-0,104 (-0,57)	-0,105 (-0,57)
secp			-0,262 (-1,12)	-0,257 (-1,09)
col			-0,449 (-2,47)	-0,445 (-2,44)
univ			-0,256 (-1,36)	-0,250 (-1,33)
atl			-0,591 (-1,94)	-0,547 (-1,70)
qué			-0,075 (-0,23)	-0,050 (-0,15)
pra			0,000 (0,00)	-0,003 (-0,01)
cbt			0,033 (0,10)	0,041 (0,12)

TABLEAU 32
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon MT/Aut, jeunes travailleurs (<25 ans)
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 016**	**2** **1 016**	**3** **225**	**4** **225**
ic	-0,028 (-0,34)	-0,030 (-0,37)	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)
intro	0,063 (0,62)	0,063 (0,62)	0,210 (0,97)	0,213 (0,98)
t1	0,035 (0,33)	0,036 (0,33)	0,141 (0,58)	0,146 (0,60)
t2	0,183 (1,83)	0,199 (1,98)	0,160 (0,70)	0,167 (0,72)
t3	-0,359 (-3,73)	-0,339 (-3,51)	-0,165 (-0,80)	-0,166 (-0,80)
chôloc		-0,017 (-2,22)		0,006 (0,25)
hom			-0,120 (-0,56)	-0,122 (-0,57)
mar			-0,083 (-0,41)	-0,084 (-0,41)
secp			-0,329 (-1,24)	-0,333 (-1,26)
col			-0,374 (-1,88)	-0,377 (-1,90)
univ			-0,147 (-0,71)	-0,151 (-0,73)
atl			-0,531 (-1,59)	-0,564 (-1,57)
qué			-0,173 (-0,46)	-0,192 (-0,50)
pra			0,069 (0,21)	0,070 (0,21)
cbt			0,136 (0,38)	0,128 (0,35)

TABLEAU 33

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon DV/Con, , jeunes travailleurs (<25 ans)
Données regroupées, phase d'introduction (mise en place progressive) et implantation complète de l'AE

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **123**	**2** **123**	**3** **46**	**4** **46**
ic	-0,155 (-0,60)	-0,149 (-0,57)	-0,397 (-0,75)	-0,661 (-1,18)
intro	0,112 (0,34)	0,165 (0,50)	0,963 (1,72)	0,781 (1,37)
t1	0,259 (0,75)	0,282 (0,81)	0,838 (1,38)	0,745 (1,23)
t2	-0,442 (-1,33)	-0,407 (-1,22)	0,414 (0,62)	0,367 (0,57)
t3	0,008 (0,03)	-0,022 (-0,08)	0,561 (1,01)	0,345 (0,61)
chôloc		-0,024 (-0,88)		-0,089 (-1,27)
hom			-0,520 (-1,17)	-0,574 (-1,29)
mar			0,593 (1,04)	0,493 (0,86)
secp			0,233 (0,31)	0,309 (0,42)
col			-1,045 (-1,92)	-1,003 (-1,82)
univ			-0,393 (-0,77)	-0,360 (-0,72)
atl			-0,078 (-0,08)	-0,085 (-0,09)
qué			1,475 (1,22)	1,322 (1,10)
pra			0,537 (0,60)	0,365 (0,40)
cbt			-0,217 (-0,18)	-0,499 (-0,42)

TABLEAU 34
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Données regroupées, implantation complète de l'AE et phase d'introduction, effets égaux

	Modèle	1	2	3	4
Échantillon					
Global	icpi	0,052 (1,71)	0,053 (1,74)	0,109 (2,80)	0,111 (2,85)
	Nbre d'obs :	6 564	6 564	4 022	4 022
Femmes	icpi	-0,018 (-0,39)	-0,014 (-0,30)	0,030 (0,49)	0,034 (0,56)
	Nbre d'obs :	2 968	2 968	1 668	1 668
Hommes	icpi	0,114 (2,78)	0,112 (2,72)	0,171 (3,32)	0,171 (3,33)
	Nbre d'obs :	3 598	3 598	2 356	2 356
Travailleurs âgés	icpi	0,065 (1,94)	0,066 (1,98)	0,106 (2,62)	0,109 (2,68)
	Nbre d'obs :	5 422	5 422	3 751	3 751
Jeunes travailleurs	icpi	-0,010 (-0,15)	-0,013 (-0,18)	0,088 (0,57)	0,083 (0,54)
	Nbre d'obs :	1 142	1 142	271	271

TABLEAU 35
Autres modèles paramétriques de vraisemblance des déterminants relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Données regroupées, implantation complète de l'AE depuis janvier 1997

Modèle paramétrique	Modèle : Nbre d'obs :	1 6 564	2 6 564	3 4 022	4 4 022
Exponentiel	ic	0,039 (1,19)	0,040 (1,23)	0,102 (2,44)	0,105 (2,50)
	intro	0,093 (2,24)	0,093 (2,22)	0,136 (2,54)	0,138 (2,57)
Weibull	ic	0,040 (1,23)	0,042 (1,27)	0,105 (2,50)	0,108 (2,56)
	intro	0,096 (2,29)	0,095 (2,27)	0,140 (2,60)	0,142 (2,64)
	p	1,039 (0,01)	1,041 (0,01)	1,049 (0,02)	1,05 (0,02)
Gompertz	ic	0,039 (1,19)	0,040 (1,23)	0,103 (2,45)	0,106 (2,51)
	intro	0,094 (2,24)	0,093 (2,23)	0,137 (2,55)	0,139 (2,58)
	gamma	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	0,001 (0,00)	0,001 (0,00)
Log-normale	ic	0,000 (0,00)	-0,001 (-0,04)	-0,077 (-1,62)	-0,080 (-1,69)
	intro	-0,061 (-1,26)	-0,063 (-1,31)	-0,113 (-1,85)	-0,117 (-1,91)
	sigma	1,264 (0,01)	1,260 (0,01)	1,248 (0,02)	1,246 (0,02)
Log-logistique	ic	-0,003 (-0,09)	-0,004 (-0,12)	-0,083 (-1,77)	-0,085 (-1,83)
	intro	-0,064 (-1,35)	-0,064 (-1,35)	-0,118 (-1,96)	-0,120 (-2,00)
	gamma	0,731 (0,01)	0,727 (0,01)	0,719 (0,01)	0,718 (0,01)
Gamma	ic	-0,021 (-0,59)	-0,021 (-0,60)	-0,092 (-2,07)	-0,094 (-2,12)
	intro	-0,079 (-1,76)	-0,078 (-1,74)	-0,126 (-2,22)	-0,128 (-2,25)
	sigma	1,128 (0,02)	1,131 (0,02)	1,118 (0,03)	1,121 (0,03)
	kappa	0,501 (0,05)	0,480 (0,05)	0,489 (0,07)	0,478 (0,07)

TABLEAU 36

Modèle de vraisemblance partielle de Cox des déterminants relatifs à la durée du chômage : modèle des périodes de chômage non assurées variant dans le temps

Échantillon global
Données regroupées, implantation complète de l'AE depuis janvier 1997

Modèle :	1	2	3	4
ic	0,039 (1,18)	0,040 (1,21)	0,10 (2,37)	0,102 (2,42)
intro	0,091 (2,16)	0,090 (2,15)	0,133 (2,47)	0,135 (2,50)
n-ass	0,204 (3,29)	0,176 (2,84)	0,124 (1,47)	0,118 (1,40)
t1	0,119 (2,85)	0,122 (2,92)	0,118 (2,19)	0,119 (2,21)
t2	0,063 (1,51)	0,063 (1,50)	0,050 (0,91)	0,051 (0,93)
t3	-0,324 (-8,43)	-0,307 (-7,98)	-0,297 (-5,97)	-0,294 (-5,90)
chôloc		-0,017 (-5,59)		-0,008 (-1,74)
hom			0,074 (1,93)	0,071 (1,87)
mar			0,028 (0,32)	0,029 (0,33)
âge			-0,008 (-4,49)	-0,008 (-4,50)
secp			-0,108 (-2,22)	-0,104 (-2,12)
col			-0,054 (-1,01)	-0,052 (-0,98)
univ			-0,005 (-0,10)	-0,009 (-0,17)
atl			-0,162 (-2,53)	-0,117 (-1,70)
qué			-0,063 (-0,82)	-0,036 (-0,46)
pra			0,119 (1,83)	0,120 (1,84)
cbt			-0,013 (-0,16)	-0,002 (-0,02)

TABLEAU 37

Modèle de vraisemblance partielle de Cox des déterminants relatifs à la durée du chômage : modèle de l'effet de l'épuisement des prestations variant dans le temps

Échantillon global
Données regroupées, implantation complète de l'AE depuis janvier 1997

Modèle :	1	2	3	4
ic	0,036 (1,10)	0,038 (1,16)	0,10 (2,37)	0,102 (2,42)
intro	0,089 (2,12)	0,090 (2,14)	0,135 (2,50)	0,136 (2,53)
t1	0,113 (2,71)	0,120 (2,88)	0,119 (2,20)	0,120 (2,23)
t2	0,061 (1,45)	0,063 (1,49)	0,050 (0,92)	0,051 (0,93)
t3	-0,325 (-8,46)	-0,308 (-7,99)	-0,298 (-5,98)	-0,295 (-5,92)
pr-13		0,240 (2,86)	0,286 (2,62)	0,283 (2,59)
pr-46		0,115 (1,49)	0,148 (1,50)	0,146 (1,48)
pr-79		0,010 (0,14)	-0,012 (-0,13)	-0,013 (-0,13)
chôloc		-0,017 (-5,71)		-0,008 (-1,75)
hom			0,075 (1,95)	0,072 (1,89)
mar			0,027 (0,30)	0,028 (0,32)
âge			-0,008 (-4,48)	-0,008 (-4,49)
secp			-0,108 (-2,22)	-0,104 (-2,12)
col			-0,054 (-1,00)	-0,052 (-0,97)
univ			-0,005 (-0,09)	-0,008 (-0,16)
atl			-0,163 (-2,55)	-0,118 (-1,72)
qué			-0,065 (-0,85)	-0,038 (-0,48)
pra			0,116 (1,78)	0,117 (1,80)
cbt			-0,014 (-0,19)	-0,003 (-0,04)

TABLEAU 38

Modèle semi-paramétrique des hasards (modèle de PGM) des déterminants relatifs à la durée du chômage

Échantillon global

Modèle :	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
ic	0,091 (9,94)	0,161 (13,53)	0,064 (7,02)	0,131 (11,05)	0,065 (7,03)	0,132 (11,07)
intro	0,134 (12,09)	0,166 (11,47)	0,108 (9,63)	0,141 (9,64)	0,108 (9,66)	0,141 (9,68)
t1	-0,323 (-27,50)	-0,325 (-21,25)	-0,344 (-29,25)	-0,345 (-22,58)	-0,344 (-29,25)	-0,346 (-22,58)
t2	-0,579 (-47,78)	-0,569 (-36,25)	-0,605 (-49,93)	-0,595 (-37,92)	-0,606 (-49,95)	-0,595 (-37,95)
t3	-0,533 (-53,54)	-0,534 (-40,69)	-0,531 (-53,06)	-0,532 (-40,32)	-0,531 (-53,07)	-0,532 (-40,34)
durlog	-0,363 (-91,35)	-0,367 (-70,94)				
chôloc		0,004 (3,33)		0,004 (2,95)		0,004 (2,95)
hom		0,195 (18,36)		0,181 (17,02)		0,182 (17,04)
mar		-0,069 (-2,81)		-0,065 (-2,65)		-0,065 (-2,64)
âge		-0,011 (-22,54)		-0,011 (-21,77)		-0,011 (-21,77)
secp		-0,028 (-2,08)		-0,030 (-2,23)		-0,030 (-2,26)
col		-0,138 (-9,01)		-0,130 (-8,52)		-0,131 (-8,52)
univ		0,048 (3,27)		0,051 (3,44)		0,051 (3,43)
atl		-0,020 (-1,00)		-0,020 (-1,02)		-0,020 (-1,03)
qué		-0,036 (-1,63)		-0,040 (-1,82)		-0,040 (-1,82)
pra		0,204 (10,75)		0,187 (9,85)		0,187 (9,85)
cbt		-0,071 (-3,16)		-0,077 (-3,43)		-0,077 (-3,42)
d1		-0,040 (-7,15)	-0,042 (-5,93)			
d2		0,002 (3,00)	0,002 (2,89)			
d3		0,000 (-3,28)	0,000 (-3,35)			
d4		0,000 (1,76)	0,000 (2,34)			
durée incluse variables			nominales de durée incluses			

TABLEAU 39
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Expérience-cohortes 1 et 5

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 121**	**2** **1 121**	**3** **654**	**4** **654**
coh05	-0,026 (-0,30)	-0,025 (-0,30)	-0,044 (-0,40)	-0,045 (-0,40)
chôloc		-0,003 (-0,36)		-0,003 (-0,27)
hom			-0,245 (-2,27)	-0,244 (-2,25)
mar			-0,338 (-0,86)	-0,341 (-0,87)
âge			-0,003 (-0,56)	-0,003 (-0,56)
secp			0,024 (0,17)	0,030 (0,21)
col			-0,264 (-1,64)	-0,263 (-1,63)
univ			-0,138 (-0,88)	-0,137 (-0,88)
atl			0,270 (1,38)	0,287 (1,40)
qué			-0,010 (-0,04)	-0,002 (-0,01)
pra			0,149 (0,73)	0,150 (0,73)
cbt			-0,10 (-0,41)	-0,098 (-0,40)

TABLEAU 40

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 1 et 5

Modèle : / **Nbre d'obs :**	**1** / **996**	**2** / **996**	**3** / **581**	**4** / **581**
coh05	-0,031 (-0,35)	-0,031 (-0,35)	-0,038 (-0,33)	-0,040 (-0,34)
chôloc		-0,005 (-0,59)		-0,009 (-0,67)
hom			-0,273 (-2,42)	-0,270 (-2,40)
mar			-0,367 (-0,87)	-0,367 (-0,87)
âge			-0,002 (-0,42)	-0,002 (-0,43)
secp			0,044 (0,30)	0,061 (0,41)
col			-0,193 (-1,15)	-0,186 (-1,11)
univ			-0,097 (-0,59)	-0,093 (-0,56)
atl			0,317 (1,57)	0,359 (1,70)
qué			-0,010 (-0,04)	0,012 (0,05)
pra			0,182 (0,85)	0,186 (0,87)
cbt			-0,061 (-0,24)	-0,052 (-0,21)

TABLEAU 41
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 1 et 5

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **119**	**2** **119**	**3** **70**	**4** **70**
coh05	0,247 (0,73)	0,212 (0,62)	-0,010 (-0,02)	-0,142 (-0,22)
chôloc		0,026 (0,76)		0,106 (1,48)
hom			0,459 (0,63)	0,511 (0,71)
mar			-0,460 (-0,32)	0,059 (0,04)
âge			-0,014 (-0,48)	-0,014 (-0,47)
secp			-1,296 (-1,13)	-1,259 (-1,08)
col			-1,798 (-1,96)	-1,786 (-1,86)
univ			-1,431 (-1,83)	-1,380 (-1,70)
atl			-1,175 (-0,99)	-1,549 (-1,25)
qué			-0,319 (-0,29)	-0,542 (-0,48)
pra			-0,661 (-0,79)	-0,551 (-0,66)
cbt			-1,438 (-1,17)	-1,445 (-1,17)

TABLEAU 42

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global **Expérience-cohortes 1 et 9**				
Modèle : **N^bre^ d'obs :**	**1** **969**	**2** **969**	**3** **575**	**4** **575**
coh09	0,105 (1,22)	0,106 (1,23)	0,069 (0,61)	0,072 (0,63)
chôloc		0,008 (1,02)		0,005 (0,44)
hom			-0,232 (-2,13)	-0,227 (-2,07)
mar			-0,362 (-1,03)	-0,356 (-1,01)
âge			0,000 (0,05)	0,000 (0,03)
secp			0,179 (1,31)	0,174 (1,27)
col			-0,005 (-0,03)	-0,015 (-0,09)
univ			-0,018 (-0,11)	-0,019 (-0,12)
atl			0,479 (2,00)	0,456 (1,86)
qué			0,353 (1,35)	0,342 (1,30)
pra			0,461 (1,86)	0,470 (1,89)
cbt			0,312 (1,04)	0,313 (1,05)

TABLEAU 43
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 1 et 9

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **863**	**2** **863**	**3** **529**	**4** **529**
coh09	0,091 (1,02)	0,092 (1,02)	0,039 (0,33)	0,041 (0,35)
chôloc		0,010 (1,20)		0,004 (0,37)
hom			-0,228 (-2,00)	-0,223 (-1,94)
mar			-0,394 (-1,11)	-0,390 (-1,10)
âge			0,002 (0,37)	0,002 (0,35)
secp			0,194 (1,37)	0,190 (1,34)
col			0,035 (0,20)	0,025 (0,14)
univ			-0,008 (-0,05)	-0,009 (-0,05)
atl			0,471 (1,92)	0,451 (1,79)
qué			0,341 (1,26)	0,331 (1,21)
pra			0,455 (1,77)	0,461 (1,79)
cbt			0,259 (0,84)	0,260 (0,84)

TABLEAU 44

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 1 et 9

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **103**	**2** **103**	**3** **44**	**4** **44**
coh09	0,308 (0,95)	0,325 (1,00)	1,620 (1,91)	1,892 (2,06)
chôloc		-0,028 (-0,81)		0,283 (1,52)
hom			-0,347 (-0,53)	-0,450 (-0,53)
mar			0,000 (0,0)	1,001 (0,0)
âge			-0,081 (-2,11)	-0,106 (-2,59)
secp			0,802 (0,92)	0,980 (1,09)
col			-0,026 (-0,03)	0,136 (0,15)
univ			0,579 (0,72)	0,967 (1,11)
atl			0,943 (0,76)	0,358 (0,27)
qué			-0,048 (-0,04)	-0,307 (-0,25)
pra			0,583 (0,48)	1,654 (1,18)
cbt			2,350 (1,65)	2,836 (1,89)

TABLEAU 45
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Expérience-cohortes 2 et 6

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 469**	**2** **1 469**	**3** **921**	**4** **921**
coh06	0,018 (0,25)	0,015 (0,20)	0,006 (0,06)	0,005 (0,06)
chôloc		-0,007 (-0,81)		-0,001 (-0,05)
hom			-0,058 (-0,57)	-0,058 (-0,57)
mar			0,275 (1,25)	0,275 (1,25)
âge			-0,010 (-1,96)	-0,010 (-1,96)
secp			0,272 (2,25)	0,272 (2,25)
col			0,110 (0,79)	0,111 (0,79)
univ			0,076 (0,51)	0,076 (0,51)
atl			0,289 (1,62)	0,292 (1,54)
qué			0,152 (0,74)	0,154 (0,73)
pra			0,338 (1,80)	0,338 (1,80)
cbt			0,233 (1,08)	0,233 (1,08)

TABLEAU 46

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 2 et 6

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 372**	**2** **1 372**	**3** **867**	**4** **867**
coh06	0,043 (0,56)	0,039 (0,52)	0,036 (0,37)	0,036 (0,36)
chôloc		-0,009 (-1,04)		-0,002 (-0,14)
hom			-0,076 (-0,71)	-0,076 (-0,72)
mar			0,343 (1,47)	0,344 (1,47)
âge			-0,010 (-2,00)	-0,010 (-2,00)
secp			0,288 (2,34)	0,286 (2,32)
col			0,119 (0,84)	0,120 (0,84)
univ			0,090 (0,58)	0,089 (0,57)
atl			0,295 (1,65)	0,304 (1,59)
qué			0,146 (0,71)	0,152 (0,72)
pra			0,325 (1,70)	0,324 (1,70)
cbt			0,199 (0,90)	0,20 (0,91)

TABLEAU 47
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 2 et 6

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **92**	**2** **92**	**3** **51**	**4** **51**
coh06	-0,345 (-1,02)	-0,346 (-1,02)	-0,602 (-1,02)	-0,552 (-0,84)
chôloc		-0,003 (-0,05)		0,031 (0,18)
hom			0,172 (0,27)	0,239 (0,32)
mar			-22,735 (0,0)	-22,808 (-13,18)
âge			0,015 (0,50)	0,017 (0,54)
secp			-0,075 (-0,06)	-0,081 (-0,06)
col			0,633 (0,64)	0,656 (0,66)
univ			0,401 (0,63)	0,365 (0,55)
atl			-0,841 (-0,64)	-0,577 (-0,37)
qué			-0,477 (0,0)	-0,370 (0,0)
pra			21,246 (16,08)	21,565 (26,19)
cbt			21,870 (15,84)	22,242 (0,0)

TABLEAU 48

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Expérience-cohortes 2 et 10

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 335**	**2** **1 335**	**3** **816**	**4** **816**
coh10	0,038 (0,50)	0,031 (0,41)	-0,012 (-0,12)	-0,013 (-0,13)
chôloc		-0,010 (-1,18)		-0,006 (-0,51)
hom			-0,066 (-0,60)	-0,065 (-0,59)
mar			0,149 (0,65)	0,149 (0,66)
âge			-0,002 (-0,50)	-0,002 (-0,48)
secp			0,199 (1,59)	0,190 (1,50)
col			0,036 (0,25)	0,033 (0,23)
univ			0,064 (0,41)	0,059 (0,37)
atl			-0,044 (-0,23)	-0,008 (-0,04)
qué			-0,239 (-1,08)	-0,215 (-0,95)
pra			0,055 (0,27)	0,059 (0,29)
cbt			-0,119 (-0,53)	-0,111 (-0,50)

TABLEAU 49

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 2 et 10

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 240**	**2** **1 240**	**3** **763**	**4** **763**
coh10	0,077 (1,00)	0,071 (0,91)	0,042 (0,41)	0,041 (0,41)
chôloc		-0,010 (-1,12)		-0,008 (-0,66)
hom			-0,079 (-0,70)	-0,079 (-0,70)
mar			0,184 (0,77)	0,186 (0,78)
âge			-0,004 (-0,74)	-0,004 (-0,71)
secp			0,221 (1,71)	0,208 (1,60)
col			0,031 (0,21)	0,026 (0,18)
univ			0,054 (0,32)	0,049 (0,29)
atl			-0,045 (-0,23)	0,003 (0,02)
qué			-0,246 (-1,10)	-0,213 (-0,93)
pra			0,033 (0,16)	0,040 (0,19)
cbt			-0,156 (-0,68)	-0,144 (-0,63)

TABLEAU 50

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 2 et 10

Modèle :	**1**	**2**	**3**	**4**
Nbre d'obs :	**92**	**92**	**52**	**52**
coh10	-0,663 (-1,86)	-0,585 (-1,61)	-1,859 (-2,23)	-1,923 (-2,27)
chôloc		-0,058 (-1,01)		0,237 (1,00)
hom			-0,108 (-0,13)	0,040 (0,05)
mar			-1,253 (-1,02)	-1,175 (-0,89)
âge			-0,032 (-0,89)	-0,026 (-0,73)
secp			0,235 (0,23)	0,393 (0,39)
col			1,098 (0,97)	1,109 (0,98)
univ			1,388 (1,66)	1,524 (1,81)
atl			-2,434 (-1,54)	-2,880 (-1,77)
qué			-1,868 (-0,99)	-2,769 (-1,29)
pra			-0,845 (-0,54)	-1,016 (-0,64)
cbt			-0,880 (-0,62)	-1,197 (-0,82)

TABLEAU 51
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Expérience-cohortes 3 et 7

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 362**	**2** **1 362**	**3** **834**	**4** **834**
coh07	-0,037 (-0,49)	-0,030 (-0,40)	-0,075 (-0,77)	-0,064 (-0,65)
chôloc		-0,009 (-1,12)		-0,008 (-0,73)
hom			-0,264 (-2,67)	-0,268 (-2,70)
mar			-0,124 (-0,57)	-0,121 (-0,56)
âge			0,001 (0,30)	0,001 (0,27)
secp			-0,004 (-0,03)	0,003 (0,03)
col			0,026 (0,18)	0,029 (0,20)
univ			-0,174 (-1,25)	-0,177 (-1,27)
atl			0,138 (0,73)	0,175 (0,89)
qué			0,198 (0,91)	0,221 (1,01)
pra			0,282 (1,40)	0,281 (1,39)
cbt			0,169 (0,75)	0,175 (0,78)

TABLEAU 52

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 3 et 7

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 240**	**2** **1 240**	**3** **771**	**4** **771**
coh07	-0,031 (-0,39)	-0,025 (-0,32)	-0,096 (-0,96)	-0,088 (-0,86)
chôloc		-0,006 (-0,82)		-0,006 (-0,55)
hom			-0,264 (-2,56)	-0,269 (-2,59)
mar			-0,056 (-0,24)	-0,053 (-0,22)
âge			0,003 (0,67)	0,003 (0,63)
secp			-0,052 (-0,41)	-0,045 (-0,36)
col			-0,027 (-0,18)	-0,024 (-0,17)
univ			-0,220 (-1,53)	-0,223 (-1,54)
atl			0,137 (0,72)	0,167 (0,84)
qué			0,161 (0,73)	0,179 (0,80)
pra			0,238 (1,16)	0,239 (1,16)
cbt			0,193 (0,86)	0,199 (0,88)

TABLEAU 53

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 3 et 7

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **119**	**2** **119**	**3** **61**	**4** **61**
coh07	-0,194 (-0,67)	-0,149 (-0,51)	0,105 (0,22)	0,326 (0,58)
chôloc		-0,029 (-0,75)		-0,076 (-0,97)
hom			-0,257 (-0,52)	0,049 (0,08)
mar			-0,952 (-1,41)	-0,594 (-0,79)
âge			-0,022 (-0,92)	-0,020 (-0,82)
secp			0,661 (1,25)	0,388 (0,65)
col			1,081 (1,34)	1,089 (1,34)
univ			0,235 (0,37)	-0,004 (-0,01)
atl			19,836 (0,0)	20,820 (0,0)
qué			20,223 (27,58)	21,450 (27,44)
pra			20,686 (34,02)	21,475 (32,88)
cbt			-24,371 (0,0)	-22,019 (0,00)

TABLEAU 54

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Expérience-cohortes 4 et 8

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 394**	**2** **1 394**	**3** **883**	**4** **883**
coh08	-0,073 (-0,92)	-0,073 (-0,93)	-0,011 (-0,11)	-0,012 (-0,12)
chôloc		0,002 (0,27)		0,002 (0,22)
hom			-0,004 (-0,04)	-0,003 (-0,03)
mar			-0,530 (-1,77)	-0,528 (-1,77)
âge			0,002 (0,38)	0,002 (0,40)
secp			0,005 (0,04)	0,003 (0,03)
col			0,150 (1,01)	0,152 (1,02)
univ			-0,063 (-0,45)	-0,060 (-0,43)
atl			0,049 (0,29)	0,034 (0,19)
qué			-0,348 (-1,63)	-0,352 (-1,65)
pra			0,155 (0,84)	0,158 (0,85)
cbt			-0,137 (-0,70)	-0,139 (-0,71)

TABLEAU 55
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Expérience-cohortes 4 et 8

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **1 240**	**2** **1 240**	**3** **802**	**4** **802**
coh08	-0,073 (-0,88)	-0,074 (-0,89)	-0,053 (-0,50)	-0,057 (-0,55)
chôloc		0,004 (0,58)		0,007 (0,57)
hom			-0,015 (-0,15)	-0,014 (-0,13)
mar			-0,436 (-1,33)	-0,434 (-1,33)
âge			0,001 (0,18)	0,001 (0,21)
secp			-0,033 (-0,25)	-0,038 (-0,28)
col			0,091 (0,57)	0,094 (0,60)
univ			-0,097 (-0,65)	-0,091 (-0,60)
atl			0,102 (0,56)	0,062 (0,32)
qué			-0,271 (-1,19)	-0,281 (-1,24)
pra			0,123 (0,61)	0,133 (0,65)
cbt			-0,083 (-0,39)	-0,087 (-0,41)

TABLEAU 56

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Expérience-cohortes 4 et 8

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **148**	**2** **148**	**3** **79**	**4** **79**
coh08	-0,074 (-0,31)	-0,095 (-0,39)	0,008 (0,02)	-0,007 (-0,02)
chôloc		-0,022 (-0,86)		-0,059 (-1,14)
hom			-0,080 (-0,22)	-0,134 (-0,36)
mar			-2,964 (-1,55)	-2,989 (-1,59)
âge			0,018 (1,07)	0,013 (0,71)
secp			0,251 (0,44)	0,280 (0,49)
col			0,264 (0,46)	0,219 (0,38)
univ			0,047 (0,09)	-0,039 (-0,08)
atl			-0,275 (-0,54)	-0,040 (-0,07)
qué			-2,715 (-1,45)	-2,609 (-1,41)
pra			0,553 (1,03)	0,527 (0,99)
cbt			-0,685 (-0,98)	-0,536 (-0,76)

TABLEAU 57
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **6 564**	**2** **6 564**	**3** **4 022**	**4** **4 022**
ic	0,011 (0,29)	0,012 (0,30)	0,005 (0,11)	0,006 (0,12)
intro	-0,040 (-0,79)	-0,040 (-0,79)	-0,054 (-0,83)	-0,054 (-0,83)
t1	-0,102 (-2,02)	-0,101 (-2,00)	-0,041 (-0,64)	-0,041 (-0,64)
t2	0,006 (0,11)	0,007 (0,13)	0,057 (0,86)	0,057 (0,86)
t3	0,099 (2,24)	0,10 (2,27)	0,132 (2,32)	0,133 (2,32)
chôloc		-0,002 (-0,70)		-0,001 (-0,22)
hom			-0,133 (-2,94)	-0,133 (-2,94)
mar			-0,106 (-0,93)	-0,106 (-0,93)
âge			-0,002 (-0,79)	-0,002 (-0,80)
secp			0,107 (1,91)	0,108 (1,92)
col			0,023 (0,35)	0,023 (0,35)
univ			-0,047 (-0,73)	-0,048 (-0,73)
atl			0,166 (2,03)	0,172 (2,00)
qué			0,023 (0,24)	0,026 (0,27)
pra			0,213 (2,46)	0,213 (2,45)
cbt			0,064 (0,66)	0,065 (0,67)

TABLEAU 58

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **5 942**	**2** **5 942**	**3** **3 697**	**4** **3 697**
ic	0,023 (0,55)	0,023 (0,56)	0,002 (0,04)	0,003 (0,05)
intro	-0,029 (-0,55)	-0,028 (-0,55)	-0,041 (-0,61)	-0,040 (-0,61)
t1	-0,123 (-2,35)	-0,122 (-2,33)	-0,055 (-0,82)	-0,055 (-0,82)
t2	-0,007 (-0,12)	-0,006 (-0,11)	0,035 (0,51)	0,036 (0,51)
t3	0,090 (1,97)	0,091 (1,99)	0,119 (2,02)	0,119 (2,02)
chôloc		-0,002 (-0,44)		-0,001 (-0,25)
hom			-0,146 (-3,09)	-0,147 (-3,10)
mar			-0,055 (-0,45)	-0,055 (-0,45)
âge			-0,002 (-0,70)	-0,002 (-0,70)
secp			0,102 (1,77)	0,102 (1,78)
col			0,020 (0,29)	0,020 (0,30)
univ			-0,049 (-0,72)	-0,050 (-0,73)
atl			0,186 (2,20)	0,193 (2,17)
qué			0,024 (0,25)	0,028 (0,28)
pra			0,206 (2,27)	0,206 (2,27)
cbt			0,082 (0,81)	0,083 (0,82)

TABLEAU 59

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **599**	**2** **599**	**3** **314**	**4** **314**
ic	-0,117 (-0,82)	-0,108 (-0,75)	0,005 (0,02)	0,012 (0,06)
intro	-0,105 (-0,53)	-0,095 (-0,47)	-0,247 (-0,80)	-0,222 (-0,71)
t1	0,251 (1,20)	0,261 (1,24)	0,212 (0,73)	0,221 (0,76)
t2	0,228 (1,17)	0,264 (1,35)	0,393 (1,38)	0,425 (1,48)
t3	0,238 (1,35)	0,246 (1,39)	0,358 (1,31)	0,364 (1,33)
chôloc		-0,024 (-1,59)		-0,017 (-0,67)
hom			-0,125 (-0,62)	-0,116 (-0,57)
mar			-0,620 (-1,76)	-0,607 (-1,72)
âge			-0,008 (-0,82)	-0,008 (-0,90)
secp			0,151 (0,59)	0,129 (0,50)
col			0,042 (0,15)	0,032 (0,11)
univ			0,018 (0,07)	-0,009 (-0,03)
atl			-0,201 (-0,55)	-0,145 (-0,39)
qué			-0,129 (-0,31)	-0,076 (-0,18)
pra			0,271 (0,79)	0,260 (0,76)
cbt			-0,080 (-0,19)	-0,048 (-0,11)

TABLEAU 60

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global, femmes
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre^ d'obs :**	**1** **2 968**	**2** **2 968**	**3** **1 668**	**4** **1 668**
ic	0,007 (0,12)	0,004 (0,07)	-0,041 (-0,52)	-0,048 (-0,62)
intro	-0,092 (-1,20)	-0,094 (-1,23)	-0,162 (-1,56)	-0,160 (-1,54)
t1	-0,135 (-1,77)	-0,139 (-1,82)	0,049 (0,46)	0,047 (0,44)
t2	-0,043 (-0,56)	-0,048 (-0,62)	0,004 (0,04)	0,003 (0,02)
t3	0,118 (1,73)	0,114 (1,67)	0,228 (2,38)	0,222 (2,32)
chôloc		0,006 (1,15)		0,010 (1,29)
mar			-0,174 (-1,02)	-0,184 (-1,08)
âge			-0,004 (-1,08)	-0,004 (-1,07)
secp			0,249 (2,77)	0,245 (2,71)
col			0,116 (1,07)	0,117 (1,08)
univ			0,002 (0,02)	0,007 (0,07)
atl			0,249 (2,03)	0,195 (1,50)
qué			0,064 (0,45)	0,040 (0,28)
pra			0,208 (1,59)	0,212 (1,62)
cbt			0,276 (1,77)	0,263 (1,69)

TABLEAU 61
Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut, femmes
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **2 641**	**2** **2 641**	**3** **1 496**	**4** **,496**
ic	0,006 (0,09)	0,002 (0,03)	-0,071 (-0,87)	-0,078 (-0,96)
intro	-0,079 (-0,99)	-0,084 (-1,04)	-0,150 (-1,37)	-0,149 (-1,36)
t1	-0,150 (-1,88)	-0,155 (-1,95)	0,032 (0,29)	0,029 (0,27)
t2	-0,059 (-0,72)	-0,064 (-0,79)	-0,017 (-0,16)	-0,016 (-0,15)
t3	0,126 (1,76)	0,121 (1,68)	0,221 (2,21)	0,217 (2,17)
chôloc		0,008 (1,49)		0,009 (1,12)
mar			-0,082 (-0,44)	-0,093 (-0,50)
âge			-0,004 (-1,09)	-0,004 (-1,08)
secp			0,214 (2,28)	0,209 (2,22)
col			0,090 (0,79)	0,091 (0,80)
univ			-0,030 (-0,27)	-0,026 (-0,24)
atl			0,304 (2,35)	0,252 (1,84)
qué			0,10 (0,67)	0,078 (0,52)
pra			0,211 (1,51)	0,212 (1,52)
cbt			0,309 (1,88)	0,298 (1,82)

TABLEAU 62

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con, femmes
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **312**	**2** **312**	**3** **166**	**4** **166**
ic	-0,032 (-0,16)	-0,012 (-0,06)	0,40 (1,29)	0,403 (1,31)
intro	-0,134 (-0,50)	-0,124 (-0,47)	-0,382 (-0,97)	-0,464 (-1,15)
t1	0,040 (0,14)	0,043 (0,15)	0,361 (0,81)	0,377 (0,85)
t2	0,121 (0,46)	0,171 (0,64)	0,162 (0,41)	0,057 (0,14)
t3	0,027 (0,11)	0,053 (0,22)	0,336 (0,90)	0,309 (0,83)
chôloc		-0,022 (-1,13)		0,034 (1,09)
mar			-1,460 (-2,76)	-1,566 (-2,90)
âge			-0,010 (-0,71)	-0,009 (-0,66)
secp			0,80 (2,07)	0,962 (2,31)
col			0,483 (1,22)	0,550 (1,36)
univ			0,503 (1,31)	0,642 (1,57)
atl			-0,551 (-1,18)	-0,706 (-1,44)
qué			-0,625 (-1,14)	-0,758 (-1,35)
pra			0,107 (0,23)	0,104 (0,22)
cbt			0,113 (0,21)	-0,007 (-0,01)

TABLEAU 63

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global, hommes
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **3 598**	**2** **3 598**	**3** **2 356**	**4** **2 356**
ic	0,018 (0,34)	0,015 (0,28)	0,039 (0,59)	0,041 (0,63)
intro	-0,006 (-0,09)	-0,008 (-0,13)	-0,005 (-0,06)	-0,002 (-0,02)
t1	-0,086 (-1,28)	-0,084 (-1,24)	-0,102 (-1,23)	-0,102 (-1,23)
t2	0,026 (0,37)	0,028 (0,40)	0,123 (1,38)	0,125 (1,41)
t3	0,077 (1,32)	0,081 (1,40)	0,068 (0,94)	0,068 (0,94)
chôloc		-0,009 (-1,88)		-0,009 (-1,41)
mar			-0,041 (-0,26)	-0,044 (-0,29)
âge			0,000 (-0,03)	0,000 (-0,08)
secp			0,003 (0,04)	0,007 (0,10)
col			-0,028 (-0,34)	-0,024 (-0,29)
univ			-0,057 (-0,67)	-0,060 (-0,70)
atl			0,106 (0,95)	0,154 (1,33)
qué			-0,013 (-0,10)	0,019 (0,14)
pra			0,211 (1,80)	0,209 (1,79)
cbt			-0,075 (-0,58)	-0,067 (-0,52)

TABLEAU 64

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon MT/Aut, hommes
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **3 302**	**2** **3 302**	**3** **2 201**	**4** **2 201**
ic	0,039 (0,72)	0,037 (0,68)	0,048 (0,72)	0,051 (0,75)
intro	0,004 (0,06)	0,002 (0,03)	-0,001 (-0,01)	0,002 (0,02)
t1	-0,110 (-1,59)	-0,108 (-1,56)	-0,109 (-1,28)	-0,109 (-1,28)
t2	0,020 (0,27)	0,023 (0,31)	0,107 (1,17)	0,109 (1,20)
t3	0,057 (0,95)	0,062 (1,03)	0,053 (0,72)	0,053 (0,72)
chôloc		-0,009 (-1,80)		-0,008 (-1,24)
mar			-0,017 (-0,11)	-0,021 (-0,13)
âge			0,000 (0,05)	0,000 (0,01)
secp			0,019 (0,26)	0,023 (0,31)
col			-0,015 (-0,18)	-0,011 (-0,13)
univ			-0,043 (-0,48)	-0,045 (-0,51)
atl			0,108 (0,95)	0,152 (1,28)
qué			-0,031 (-0,24)	-0,003 (-0,02)
pra			0,206 (1,71)	0,204 (1,69)
cbt			-0,058 (-0,44)	-0,050 (-0,38)

TABLEAU 65

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con, hommes
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **288**	**2** **288**	**3** **150**	**4** **150**
ic	-0,215 (-0,99)	-0,219 (-1,01)	-0,063 (-0,17)	-0,153 (-0,39)
intro	-0,055 (-0,18)	-0,049 (-0,16)	0,206 (0,35)	0,299 (0,51)
t1	0,497 (1,61)	0,525 (1,68)	0,033 (0,08)	0,350 (0,78)
t2	0,314 (1,08)	0,330 (1,13)	0,461 (1,03)	0,567 (1,24)
t3	0,465 (1,77)	0,443 (1,68)	0,486 (1,07)	0,566 (1,24)
chôloc		-0,032 (-1,24)		-0,115 (-1,90)
mar			-0,049 (-0,10)	0,008 (0,02)
âge			0,004 (0,27)	0,002 (0,13)
secp			-0,769 (-1,66)	-0,632 (-1,34)
col			-0,598 (-1,13)	-0,635 (-1,21)
univ			-0,668 (-1,73)	-0,621 (-1,63)
atl			0,076 (0,12)	0,248 (0,39)
qué			0,620 (0,89)	1,019 (1,41)
pra			0,171 (0,28)	0,131 (0,21)
cbt			-1,077 (-1,26)	-1,105 (-1,26)

TABLEAU 66 Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE				
Échantillon global, travailleurs âgés (>24 ans) **Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE**				
Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **5,422**	**2** **5,422**	**3** **3,751**	**4** **3,751**
ic	0,020 (0,47)	0,020 (0,47)	0,014 (0,28)	0,014 (0,28)
intro	-0,055 (-1,00)	-0,055 (-1,00)	-0,069 (-1,04)	-0,069 (-1,04)
t1	-0,090 (-1,63)	-0,089 (-1,63)	-0,042 (-0,64)	-0,042 (-0,64)
t2	0,034 (0,60)	0,035 (0,61)	0,063 (0,92)	0,063 (0,92)
t3	0,114 (2,37)	0,115 (2,38)	0,129 (2,20)	0,129 (2,19)
chôloc		-0,001 (-0,32)		0,000 (0,00)
hom			-0,129 (-2,81)	-0,129 (-2,81)
mar			-0,161 (-1,26)	-0,161 (-1,26)
secp			0,093 (1,66)	0,093 (1,66)
col			0,025 (0,37)	0,025 (0,37)
univ			-0,046 (-0,69)	-0,046 (-0,69)
atl			0,168 (2,03)	0,168 (1,93)
qué			0,022 (0,23)	0,022 (0,23)
pra			0,204 (2,31)	0,204 (2,31)
cbt			0,066 (0,67)	0,066 (0,66)

TABLEAU 67

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon Mt/Aut, , travailleurs âgés (>24 ans)
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **Nbre d'obs :**	**1** **4 926**	**2** **4 926**	**3** **3 472**	**4** **3 472**
ic	0,030 (0,68)	0,030 (0,68)	0,009 (0,18)	0,009 (0,18)
intro	-0,042 (-0,73)	-0,042 (-0,73)	-0,058 (-0,85)	-0,058 (-0,85)
t1	-0,115 (-2,03)	-0,115 (-2,02)	-0,060 (-0,88)	-0,060 (-0,88)
t2	0,020 (0,33)	0,020 (0,33)	0,038 (0,54)	0,038 (0,54)
t3	0,098 (1,96)	0,098 (1,97)	0,114 (1,88)	0,114 (1,88)
chôloc		-0,001 (-0,17)		0,000 (-0,06)
hom			-0,140 (-2,94)	-0,140 (-2,94)
mar			-0,126 (-0,94)	-0,126 (-0,94)
secp			0,097 (1,69)	0,097 (1,69)
col			0,032 (0,46)	0,033 (0,46)
univ			-0,037 (-0,53)	-0,037 (-0,53)
atl			0,184 (2,15)	0,186 (2,07)
qué			0,014 (0,14)	0,015 (0,15)
pra			0,195 (2,12)	0,195 (2,12)
cbt			0,088 (0,86)	0,088 (0,86)

TABLEAU 68

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con, travailleurs âgés (>24 ans)
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **476**	**2** **476**	**3** **268**	**4** **268**
ic	-0,114 (-0,70)	-0,122 (-0,74)	0,032 (0,14)	0,041 (0,18)
intro	-0,132 (-0,59)	-0,142 (-0,63)	-0,158 (-0,48)	-0,131 (-0,39)
t1	0,347 (1,45)	0,349 (1,45)	0,225 (0,69)	0,229 (0,70)
t2	0,320 (1,40)	0,339 (1,48)	0,576 (1,74)	0,608 (1,81)
t3	0,380 (1,86)	0,398 (1,94)	0,347 (1,19)	0,347 (1,19)
chôloc		-0,018 (-1,03)		-0,015 (-0,56)
hom			-0,051 (-0,24)	-0,042 (-0,20)
mar			-0,193 (-0,42)	-0,181 (-0,39)
secp			-0,115 (-0,41)	-0,142 (-0,50)
col			-0,298 (-0,96)	-0,319 (-1,02)
univ			-0,294 (-1,06)	-0,327 (-1,16)
atl			0,019 (0,05)	0,080 (0,20)
qué			0,313 (0,72)	0,379 (0,84)
pra			0,456 (1,25)	0,456 (1,25)
cbt			-0,216 (-0,50)	-0,191 (-0,44)

TABLEAU 69

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global, jeunes travailleurs (<25 ans)
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 142**	**2** **1 142**	**3** **271**	**4** **271**
ic	-0,030 (-0,30)	-0,030 (-0,30)	-0,257 (-1,10)	-0,274 (-1,17)
intro	0,031 (0,26)	0,040 (0,33)	0,163 (0,59)	0,140 (0,51)
t1	-0,164 (-1,25)	-0,156 (-1,18)	-0,010 (-0,04)	-0,001 (0,00)
t2	-0,121 (-0,96)	-0,103 (-0,81)	-0,058 (-0,20)	-0,079 (-0,27)
t3	0,021 (0,19)	0,023 (0,21)	0,229 (0,89)	0,214 (0,83)
chôloc		-0,009 (-1,02)		-0,038 (-1,20)
hom			-0,096 (-0,36)	-0,085 (-0,31)
mar			0,017 (0,06)	0,068 (0,25)
secp			0,290 (0,92)	0,278 (0,88)
col			0,071 (0,29)	0,113 (0,46)
univ			0,050 (0,19)	0,072 (0,28)
atl			0,201 (0,27)	0,436 (0,57)
qué			0,012 (0,02)	0,105 (0,14)
pra			0,425 (0,58)	0,407 (0,55)
cbt			-0,084 (-0,11)	-0,031 (-0,04)

TABLEAU 70

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global, jeunes travailleurs (<25 ans)
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **1 016**	**2** **1 016**	**3** **225**	**4** **225**
ic	-0,016 (-0,15)	-0,017 (-0,16)	-0,254 (-0,95)	-0,256 (-0,96)
intro	0,033 (0,26)	0,037 (0,29)	0,211 (0,72)	0,204 (0,69)
t1	-0,162 (-1,18)	-0,157 (-1,14)	0,041 (0,13)	0,055 (0,18)
t2	-0,130 (-0,96)	-0,119 (-0,87)	-0,061 (-0,19)	-0,082 (-0,25)
t3	0,047 (0,42)	0,051 (0,45)	0,232 (0,84)	0,207 (0,75)
chôloc		-0,006 (-0,67)		-0,034 (-0,93)
hom			-0,146 (-0,45)	-0,170 (-0,52)
mar			0,187 (0,60)	0,223 (0,71)
secp			0,226 (0,62)	0,195 (0,53)
col			-0,126 (-0,45)	-0,104 (-0,37)
univ			-0,122 (-0,43)	-0,110 (-0,39)
atl			0,286 (0,38)	0,512 (0,65)
qué			0,240 (0,30)	0,334 (0,41)
pra			0,431 (0,58)	0,425 (0,57)
cbt			-0,120 (-0,15)	-0,060 (-0,08)

TABLEAU 71

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon DV/Con, jeunes travailleurs (<25 ans)
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE

Modèle : **N^bre d'obs :**	**1** **123**	**2** **123**	**3** **46**	**4** **46**
ic	-0,134 (-0,42)	-0,013 (-0,04)	1,182 (1,06)	1,903 (1,63)
intro	0,025 (0,05)	0,176 (0,37)	-0,393 (-0,25)	0,937 (0,52)
t1	-0,088 (-0,18)	-0,016 (-0,03)	0,393 (0,31)	0,618 (0,43)
t2	-0,025 (-0,07)	0,112 (0,29)	0,694 (0,62)	1,315 (1,03)
t3	-0,210 (-0,57)	-0,320 (-0,85)	1,353 (0,92)	0,680 (0,49)
chôloc		-0,059 (-1,73)		-0,246 (-1,57)
hom			-1,706 (-1,51)	-2,240 (-1,95)
mar			-2,986 (-2,16)	-2,467 (-1,86)
secp			0,461 (0,24)	1,429 (0,68)
col			3,411 (2,24)	4,424 (2,40)
univ			2,713 (2,32)	3,259 (2,40)
atl			-1,957 (-1,26)	-2,452 (-1,43)
qué			-1,353 (-0,74)	-1,356 (0,0)
pra			0,542 (0,38)	-0,10 (-0,06)
cbt			-0,140 (0,0)	-0,337 (-0,17)

TABLEAU 72

Déterminants de vraisemblance partielle de Cox relatifs à la durée des prestations d'AC/AE

Échantillon global
Données regroupées, implantation complète de l'AE et phase d'introduction (depuis juillet 1996)

	Modèle	1	2	3	4
Échantillon					
Global	icpi	-0,004 (-0,10)	-0,003 (-0,09)	-0,011 (-0,24)	-0,011 (-0,24)
	N^bre d'obs :	6 564	6 564	4 022	4 022
Femmes	icpi	-0,021 (-0,39)	-0,024 (-0,44)	-0,074 (-1,03)	-0,080 (-1,10)
	N^bre d'obs :	2 968	2 968	1 668	1 668
Hommes	icpi	0,011 (0,22)	0,008 (0,16)	0,026 (0,43)	0,029 (0,47)
	N^bre d'obs :	3 598	3 598	2 356	2 356
Travailleurs âgés	icpi	-0,002 (-0,04)	-0,002 (-0,04)	-0,009 (-0,19)	-0,009 (-0,19)
	N^bre d'obs :	5 422	5 422	3 751	3 751
Jeunes travailleurs	icpi	-0,010 (-0,11)	-0,008 (-0,08)	-0,109 (-0,53)	-0,129 (-0,62)
	N^bre d'obs :	1 142	1 142	271	271

TABLEAU 73

Autres modèles paramétriques de vraisemblance des déterminants relatifs à la durée du chômage

Échantillon global
Données regroupées, phase d'introduction et implantation complète de l'AE depuis janvier 1997

Modèle paramétrique	Modèle : N^bre d'obs :	1 6 564	2 6 564	3 4 022	4 4 022
Exponentiel	ic	0,053 (1,36)	0,053 (1,36)	0,063 (1,28)	0,065 (1,30)
	intro	-0,021 (-0,42)	-0,021 (-0,42)	-0,047 (-0,72)	-0,046 (-0,71)
Weibull	ic	0,010 (0,25)	0,010 (0,26)	0,020 (0,41)	0,022 (0,44)
	intro	-0,037 (-0,73)	-0,037 (-0,73)	-0,049 (-0,76)	-0,049 (-0,75)
	p	6,635 (0,10)	6,634 (0,10)	7,022 (0,13)	7,021 (0,13)
Gompertz	ic	0,009 (0,23)	0,009 (0,24)	0,016 (0,32)	0,017 (0,33)
	intro	-0,036 (-0,72)	-0,036 (-0,72)	-0,049 (-0,76)	-0,049 (-0,75)
	gamma	0,171 (0,00)	0,171 (0,00)	0,181 (0,00)	0,181 (0,00)
Log-normale	ic	0,006 (0,53)	0,006 (0,55)	-0,005 (-0,37)	-0,006 (-0,44)
	intro	0,024 (1,76)	0,025 (1,81)	0,028 (1,62)	0,027 (1,60)
	sigma	0,300 (0,00)	0,299 (0,00)	0,291 (0,00)	0,291 (0,00)
Log-logistique	ic	0,004 (0,46)	0,004 (0,45)	0,000 (-0,03)	-0,001 (-0,07)
	intro	0,018 (1,66)	0,018 (1,68)	0,017 (1,33)	0,017 (1,31)
	gamma	0,138 (0,00)	0,138 (0,00)	0,130 (0,00)	0,130 (0,00)
Gamma	ic	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (-0,31)	0,000 (-0,09)
	intro	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (-0,17)	-0,001 (-0,04)
	sigma	0,304 (0,00)	0,304 (0,00)	0,001 (0,00)	0,001 (0,00)
	kappa	-0,010 (0,00)	-0,010 (0,00)	149,371 (1,86)	204,822 (0,00)